



Programa de Doctorado en Ciencias Sociales y Jurídicas

---

**Análisis de rendimientos anormales en los  
mercados de capitales ante eventos únicos  
mediante ecuaciones aparentemente no  
relacionadas:**

**Aplicación a nivel nacional, europeo y mundial**

**Pedro L. Angosto Fernández**

---

Directora de la tesis

**Dra. Dña. Victoria Ferrández Serrano**

Universidad Miguel Hernández de Elche

Abril de 2022



La presente Tesis Doctoral, titulada “Análisis de rendimientos anormales en los mercados de capitales ante eventos únicos mediante ecuaciones aparentemente no relacionadas: Aplicación a nivel nacional, europeo y mundial”, se presenta bajo la modalidad de **tesis convencional con los siguientes indicios de calidad:**

- Angosto-Fernández, P., L., y Ferrández-Serrano, V., (2020). Independence Day: Political risk and cross-sectional determinants of firm exposure after the Catalan crisis. *International Journal of Finance & Economics*: 1-18. DOI: 10.1002/ijfe.2373
- Angosto-Fernández, P., L., y Ferrández-Serrano, V., (2021). Who fears the far right? Aggregate and firm-level evidence from three western European stock markets. *Finance a úvěr-Czech Journal of Economics and Finance*, 71 (2): 144-177. DOI: 10.32065/CJEF.2021.02.03

*Tras esta crisis, lo próximo a corto plazo será otra crisis.*

José Luis Sampedro

## **Agradecimientos**

Sobre todas las cosas, a mi madre y a mi padre, a Encarna y a Pedro. Gracias por haberlo dado todo por nosotros, pero especialmente, gracias por ser buenos. No está de moda, pero es lo mejor que se puede ser. Buenos entre vosotros y buenos con todos los demás, conocidos y desconocidos, porque ser bueno con los que quieres es fácil, pero lo vuestro va más allá. En un mundo que cada vez se muestra más hostil, vosotros sois un oasis en el desierto.

A mi hermana, Elena, por su generosidad y valentía. Todos los que te conocemos sabemos que siempre estarás al pie del cañón. A mi abuela, Micaela (aunque ella lleva más de 60 años diciendo que se llama Elena) que es la piedra angular de esta familia, y al resto de primos y tíos. Lo celebramos prontito en el Bañuelo.

Gracias infinitas a Victoria Ferrández Serrano, mi directora de tesis y también mi amiga. Nos hemos aguantado mucho sin tirarnos de los pelos. Al principio, hasta leer un artículo me parecía una tarea inabarcable, pero nunca tuve la sensación de que tú dudarás. Gracias por ser tan fuerte, confiar en mí y darme una oportunidad que muy pocas personas tienen en la vida.

Tampoco puedo olvidarme de Agustín Pérez Martín, José Francisco González Carbonell y José Antonio Cavero Rubio. Siempre me habéis tendido una mano cuando la he pedido y gracias a vosotros me he sentido uno más. Por supuesto, gracias al resto de compañeros y compañeras del área y del doctorado con los que he compartido algún momento en estos años.

Asimismo, durante el verano de 2021, con mucho calor y en plena pandemia, el profesor Juan Torres López tuvo la amabilidad de acogerme en la maravillosa Sevilla. Gracias por compartir conmigo opiniones y vivencias. Creo que es de los mejores economistas de este país, y de los pocos que está convencido de que estamos aquí para mejorarlo.

Por último, a mis amigas y a mis amigos. A las que han estado, están y estarán. No puedo decir nombres porque seguro que me dejaría a alguien, pero todos los que han aguantado cuatro años de la misma turra saben bien quienes son. Pero por si acaso tenéis dudas, sois todos los que alguna vez me habéis acompañado de cervecito en la Nube o en la terracita de Marvá. Siempre pienso que es increíble que con la cantidad de idiotas que hay en el mundo, yo siempre me cruce con gente tan bonita.

Y finalmente, a todos los que luchan incansablemente por una educación pública, gratuita y de calidad. Una educación que sirva para que cualquiera pueda llegar hasta aquí independientemente de su origen. Tenéis el cielo ganado.

## **Resumen**

Los eventos únicos o inesperados provocan que los niveles de incertidumbre política y económica aumenten, generando inseguridad en los inversores, que se traslada a los mercados financieros y consecuentemente, acaban afectando a los rendimientos de las empresas.

El desarrollo del análisis cuantitativo y la proliferación de datos financieros han conseguido que podamos investigar mejor que nunca los efectos de la incertidumbre en los mercados. Por ello, esta tesis pretende contribuir al estudio de eventos únicos de carácter social y político, tales como referéndums, elecciones o incluso pandemias, midiendo y explicando su impacto bursátil.

En concreto, realizamos tres análisis de rendimientos anormales en los mercados de capitales español, europeo y mundial. Para ello recurrimos a la literatura del estudio de eventos, recuperando y actualizando el método de ecuaciones aparentemente no relacionadas, un modelo de ecuaciones simultáneas cuyas principales ventajas son que tiene en cuenta cómo se relacionan los activos entre sí, proporcionando pruebas más fiables, y que permite realizar contrastes de hipótesis conjuntas mediante restricciones lineales.

Adicionalmente, los eventos políticos y sociales se caracterizan porque generan una gran dispersión en los rendimientos, lo que quiere decir que no afectan a todas las acciones por igual. A partir de los rendimientos anormales obtenidos y mediante análisis de corte transversal, intentamos determinar qué características pudieron causar que unas empresas se viesen más perjudicadas que otras, tratando así de cuantificar su exposición al riesgo derivado del evento.

Resumiendo, analizamos estadísticamente los rendimientos bursátiles obtenidos tras un evento extremo para determinar su relevancia y después identificamos qué elementos agravan o disminuyen el impacto. Recurriendo al anterior esquema presentamos el estudio de tres sucesos únicos que forman el núcleo de esta investigación: el capítulo 1 es un estudio del mercado bursátil español tras el fallido intento de independencia de Cataluña, en el capítulo 2 se expone un análisis de tres mercados europeos tras la inesperada llegada de la ultraderecha a sus respectivos gobiernos, y en el capítulo 3 un estudio a nivel global de los efectos de la pandemia del COVID-19.

Nuestros resultados sugieren la existencia de efectos negativos sobre las cotizaciones tras los eventos, directamente relacionados con el incremento en la incertidumbre política y económica. Buenos ejemplos son los resultados en el mercado continuo español tras el referéndum ilegal en Cataluña o en la bolsa de Milán tras la formación del gobierno de La Liga y del Movimiento 5 Estrellas.

También podemos destacar las reacciones tan desiguales que encontramos ante un mismo evento y la identificación de características que explican parcialmente el porqué de estas diferencias. Por ejemplo, la localización de la empresa o su nivel de internacionalización tras el intento de independencia catalán, la relación de la empresa con la Unión Europea durante las negociaciones de gobierno de la extrema derecha, o el nivel de competitividad del país o su desigualdad de ingresos tras el estallido del COVID-19.

Nuestro trabajo contribuye al campo de las finanzas con el análisis cuantitativo de tres casos insólitos y de gran relevancia, pero, además, aportamos factores económicos y financieros concretos que pueden ayudar a instituciones y profesionales a reducir su exposición al riesgo en futuros sucesos.

## **Resum**

Els esdeveniments únics o inesperats provoquen que els nivells d'incertesa política i econòmica augmenten, generant inseguretats en els inversors, que es trasllada als mercats financers i conseqüentment, acaben afectant els rendiments de les empreses.

El desenvolupament de l'anàlisi quantitativa i la proliferació de dades financeres han aconseguit que puguem investigar millor que mai els efectes de la incertesa en els mercats. Per això, aquesta tesi pretén contribuir a l'estudi d'esdeveniments únics de caràcter social i polític, com ara referèndums, eleccions o fins i tot pandèmies, mesurant i explicant el seu impacte borsari.

En concret, realitzem tres anàlisis de rendiments anormals en els mercats de capitals espanyol, europeu i mundial. Per això recorrem a la literatura de l'estudi d'esdeveniments, recuperant i actualitzant el mètode d'equacions aparentment no relacionades, un model d'equacions simultànies els principals avantatges de les quals són que té en compte com es relacionen els actius entre si, proporcionant proves més fiables, i que permet realitzar contrastos d'hipòtesis conjuntes mitjançant restriccions lineals.

Addicionalment, els esdeveniments polítics i socials es caracteritzen perquè generen una gran dispersió en els rendiments, la qual cosa vol dir que no afecten a totes les accions per igual. A partir dels rendiments anormals obtinguts i mitjançant anàlisis de tall transversal, intentem determinar quines característiques van poder causar que unes empreses es verin més perjudicades que unes altres, tractant així de quantificar la seua exposició al risc derivat de l'esdeveniment.

Resumint, analitzem estadísticament els rendiments borsaris obtinguts després d'un esdeveniment extrem per a determinar la seua rellevància i després identifiquem quins elements agreugen o disminueixen l'impacte. Recorrent a l'anterior esquema presentem l'estudi de tres successos únics que formen el nucli d'aquesta investigació: el capítol 1 és un estudi del mercat borsari espanyol després del fallit intent d'independència de Catalunya, en el capítol 2 s'exposa una anàlisi de tres mercats europeus després de la inesperada arribada de la ultradreta als seus respectius governs, i en el capítol 3 un estudi a nivell global dels efectes de la pandèmia del COVID-19.

Els nostres resultats suggereixen l'existència d'efectes negatius sobre les cotitzacions després dels esdeveniments, directament relacionats amb l'increment en la incertesa política i econòmica. Bons exemples són els resultats en el mercat continu espanyol després del referèndum il·legal a Catalunya o en la borsa de Milà després de la formació del govern de la Lliga i del Moviment 5 Estrelles.

També podem destacar les reaccions tan desiguals que trobem davant un mateix esdeveniment i la identificació de característiques que expliquen parcialment el perquè d'aquestes diferències. Per exemple, la localització de l'empresa o el seu nivell d'internacionalització després de l'intent d'independència català, la relació de l'empresa amb la Unió Europea durant les negociacions de govern de l'extrema dreta, o el nivell de competitivitat del país o la seua desigualtat d'ingressos després de l'esclat del COVID-19.

El nostre treball contribueix al camp de les finances amb l'anàlisi quantitativa de tres casos insòlits i de gran rellevància, però, a més, aportem factors econòmics i financers concrets que poden ajudar institucions i professionals a reduir la seua exposició al risc en futurs successos.

## **Abstract**

One-off or unexpected events cause levels of political and economic uncertainty to rise, generating investor uncertainty, which spills over into financial markets and consequently affects company returns.

The development of quantitative analysis and the proliferation of financial data have made it possible to investigate the effects of uncertainty in markets better than ever before. Therefore, this dissertation aims to contribute to the study of unique social and political events, such as referendums, elections or even pandemics, by measuring and explaining their stock market impact.

Specifically, we conduct three analyses of abnormal returns in the Spanish, European and global capital markets. To do so, we draw on the event study literature, recovering and updating the method of seemingly unrelated regressions, a simultaneous equations model whose main advantages are that it considers how assets are related to each other, providing more reliable tests, and that it allows for joint hypothesis testing by means of linear restrictions.

In addition, political and social events are characterised by a large dispersion in returns, meaning that they do not affect all stocks equally. From the abnormal returns obtained and using cross-sectional analysis, we try to determine which characteristics may have caused some companies to be more adversely affected than others, thus trying to quantify their exposure to the risk derived from the event.

In short, we statistically analyse the stock market returns following an extreme event to determine their significance and then identify which elements aggravate or diminish the impact. Using the above framework, we present the study of three single events that form the core of this research: chapter 1 is a study of the Spanish stock market after the failed attempt at independence in Catalonia, chapter 2 is an analysis of three European markets after the unexpected arrival of the far-right in their respective governments, and chapter 3 is a global study of the effects of the COVID-19 pandemic.

Our results suggest the existence of negative price effects following the events, directly related to the increase in political and economic uncertainty. Good examples are the results in the Spanish continuous market after the illegal referendum in Catalonia or in

the Milan stock market after the formation of the government of La Liga and the 5 Star Movement.

We can also highlight the vastly different reactions to the same event and the identification of characteristics that partially explain the reasons for these differences. For example, the location of the firm or its level of internationalisation after the Catalan independence attempt, the relationship of the firm with the European Union during the far-right government negotiations, or the level of competitiveness of the country or its income inequality after the outbreak of COVID-19.

Our work contributes to the field of finance with the quantitative analysis of three extraordinary and highly relevant cases, but we also provide specific economic and financial factors that can help institutions and professionals to reduce their risk exposure in future events.

# ÍNDICE GENERAL

INTRODUCCIÓN .....	17
METODOLOGÍA .....	41
1.    Introducción.....	43
2.    Estructura general de un estudio de eventos y principales problemas asociados.....	46
2.1.    Estructura general.....	46
2.2.    Principales problemas metodológicos .....	50
3.    Propuesta metodológica para el estudio de eventos únicos con impacto político y social en el mercado de capitales .....	62
3.1.    Aplicación del sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas .....	62
3.2.    Modelos utilizados para los rendimientos normales .....	67
3.3.    Otras cuestiones sobre la estimación de los rendimientos anormales .....	68
3.4.    Análisis de corte transversal o sección cruzada en los eventos políticos y sociales.....	72
<b>CAPÍTULO 1. EVENTO A NIVEL NACIONAL:     <i>INDEPENDENCE DAY: POLITICAL RISK AND CROSS-SECTIONAL DETERMINANTS OF FIRM EXPOSURE AFTER THE CATALAN CRISIS.</i></b> .....	76
1.    Introducción.....	78
2.    Estado de la cuestión. Crisis en Cataluña e incertidumbre política .....	80
3.    Diseño de la investigación.....	86
3.1.    Muestra y datos .....	86
3.2.    Metodología. Análisis regional.....	86
3.3.    Análisis a nivel empresa .....	89
4.    Resultados empíricos y discusión .....	95
4.1.    Resultados a nivel regional.....	95
4.2.    Resultados a nivel empresa .....	103
5.    Estudio del evento de la fuga de compañías en Cataluña .....	110
6.    Conclusiones .....	112
<b>CAPÍTULO 2. EVENTO A NIVEL EUROPEO:                     <i>WHO FEARS THE FAR RIGHT? AGGREGATE AND FIRM-LEVEL EVIDENCE FROM THREE WESTERN EUROPEAN STOCK MARKETS.</i></b> .....	115
1.    Introducción.....	117
2.    Estado de la cuestión .....	119
3.    Descripción de los eventos.....	122
4.    Muestra y datos .....	123
5.    Metodología.....	129
5.1.    Metodología multi-mercado.....	129
5.2.    Metodología a nivel de empresa.....	131
6.    Resultados análisis multi-mercado .....	133
7.    La extrema derecha a nivel empresa.....	137
7.1.    Resultados análisis a nivel empresa .....	137
7.2.    Resultados del análisis de corte transversal .....	137

8.	Conclusiones .....	146
9.	Apéndices .....	147
	Apéndice A. Especificaciones del modelo para los rendimientos .....	147
	Apéndice B. Estadísticas de los rendimientos anormales a nivel empresa .....	150
<b>CAPÍTULO 3. EVENTO A NIVEL MUNDIAL .....</b>		<b>154</b>
<b>PARTE 1: <i>WORLD CAPITAL MARKETS FACING THE FIRST WAVE OF COVID-19: TRADITIONAL EVENT STUDY VERSUS SENSITIVITY TO NEW CASES</i> .....</b>		<b>155</b>
1.	Introducción .....	157
2.	Estado de la cuestión .....	160
3.	Datos y descripción de los eventos .....	165
3.1.	Estudio del evento tradicional .....	168
3.2.	Sensibilidad del mercado a los nuevos casos .....	170
4.	Resultados .....	171
4.1.	Estudio del evento tradicional .....	171
4.2.	Sensibilidad del mercado a los nuevos casos .....	179
4.3.	Ganadores y perdedores. Comparación de métodos .....	182
5.	Conclusiones .....	185
6.	Apéndices .....	186
	Apéndice A. Capacidad descriptiva de los diferentes modelos .....	186
<b>PARTE 2: <i>MARKET RISK EXPOSURE DETERMINANTS DURING THE COVID-19 OUTBREAK: BETWEEN COMPETITIVENESS AND INEQUALITY</i> .....</b>		<b>189</b>
1.	Introducción .....	191
2.	Estado de la cuestión .....	193
3.	Muestra y metodología .....	197
4.	Resultados y discusión .....	204
4.1.	Test de robustez .....	212
4.2.	Alternativas a la competitividad .....	217
4.3.	Introducción de variables culturales .....	219
5.	Conclusiones .....	222
6.	Apéndices .....	224
	Apéndice A. Descripción de los rendimientos brutos por país .....	224
	Apéndice B. Capacidad descriptiva de los diferentes modelos .....	227
	Apéndice C. Descripción y justificación de las variables explicativas .....	230
	Apéndice D. Relación entre las variables explicativas .....	233
<b>CONCLUSIONES GENERALES Y FUTURAS LÍNEAS DE INVESTIGACIÓN .....</b>		<b>236</b>
<b>BIBLIOGRAFÍA .....</b>		<b>245</b>



## **INTRODUCCIÓN**



## Introducción

El primer cuarto del siglo XXI ha traído consigo un incremento de la incertidumbre sin precedentes. La economía mundial se enfrentó al principio del siglo a la llamada “guerra al terror” tras los ataques al núcleo de la primera potencia mundial, y las sucesivas invasiones a Afganistán e Irak. En el mismo marco, Madrid y Londres vivieron graves atentados terroristas en sus redes de transporte, sin precedentes en la historia reciente.

El mundo musulmán se tambalea por la Primavera Árabe que provocó revueltas en más de 10 países, la caída de al menos cinco gobiernos y dos guerras que en 2022 siguen causando estragos (Libia y Siria). Todo esto en uno de los epicentros mundiales de producción de gas natural y petróleo, y agravando una crisis migratoria que solo en el Mediterráneo deja más de 20 mil muertos en menos de 10 años<sup>1</sup>.

También los desastres naturales han contribuido al aumento de la incertidumbre, el sudeste asiático sufrió el tsunami del Océano Índico de 2004, el segundo mayor de la historia y uno de los que más daños humanos y materiales ha causado. Tanto que la Organización de Naciones Unidas estimó que sería la operación humanitaria más costosa hasta la fecha. Pocos años después, ocurría el terremoto de Japón que registraba el tercer puesto en la escala de Magnitud de Momento desde que existe registro y que provocó el mayor desastre nuclear desde Chernóbil: el accidente de Fukushima I, del que aún se están evaluando los daños.

Más recientemente, y en parte debido a algunos de los acontecimientos comentados, nos hemos visto inmersos en una crisis política global, marcada por un fuerte debilitamiento de la confianza en los partidos y en los discursos clásicos de socialdemócratas y conservadores, que venían funcionando desde el final de la Segunda Guerra Mundial<sup>2</sup>.

Es especialmente notable el auge de la nueva extrema derecha que compagina un discurso ultraliberal con un aumento del proteccionismo, con marcados tintes antinmigración,

---

<sup>1</sup> El número de muertos proviene de los datos de la Organización Internacional para las Migraciones (OIM) y puede consultarse aquí: <https://www.epdata.es/datos/inmigrantes-muertos-desaparecidos-mediterraneo-camino-europa/85>. Consultado por última vez el 3 de febrero de 2022.

<sup>2</sup> Por ejemplo, en Alemania la suma de votos del bipartidismo alcanzaba el 77% en 2002, mientras que en 2021 no llegaba al 50%. En Brasil esta cifra era del 70% en 2002 y tras el descalabro del partido conservador de siempre y el auge de Jair Bolsonaro, esta cifra se quedó en un 42%. En Grecia, el partido socialdemócrata de siempre (el PASOK) colapsó sobre 2015 cediendo su espacio a partidos más a la izquierda. En España, el bipartidismo alcanzaba cotas superiores al 80% al principio del milenio, mientras que en 2019 no superó el 50% en ninguna de las dos elecciones de ese año. Y encontramos situaciones similares en Francia, Italia, México, Irlanda y muchos otros.

islamófobos y antiglobalización, y que ha conducido a los máximos puestos de poder a políticos como Donald Trump o Jair Bolsonaro, en los Estados Unidos de América y en Brasil, respectivamente. Fue precisamente un partido antiglobalización y antinmigración quien inicialmente abanderó la causa del abandono de la Unión Europea por parte de Gran Bretaña: el plebiscito y proceso conocido como *Brexit*<sup>3</sup>. Esta fue la primera vez que una nación decidía abandonar la UE y sus efectos económicos y financieros continúan sintiéndose en la tercera década del siglo.

Y el *Brexit* no ha sido el único evento relacionado con referéndum en la vieja Europa. En muy pocos años asistimos al referéndum de independencia de Escocia de Reino Unido, que fue pactado y pacífico, en el que los escoceses dijeron que no con una holgada diferencia. Pocos años después el gobierno catalán intentó hacer lo propio para independizarse de España, pero no fue pactado y acabó con la incursión violenta de las fuerzas de seguridad y la intervención del ejecutivo central en el gobierno de la región. Y el caso más extremo lo protagonizaron los referendos separatistas llevados a cabo en el este de Ucrania (Donetsk y Lugansk), tampoco pactados y que condujeron a una guerra civil que sigue abierta, y que ha sido una de las causas de la invasión a Ucrania por parte de la Federación de Rusia en 2022. La guerra contra Ucrania ha comenzado justo durante la redacción de los últimos párrafos de esta tesis<sup>4</sup> y estamos seguros de que, otra vez más, vamos a vivir un aumento histórico de la incertidumbre política y económica, a nivel europeo y a nivel mundial.

Para cerrar esta sucesión de eventos extremos, es necesario comentar el estallido de la pandemia del coronavirus conocido como COVID-19. De nuevo, un hecho sin precedentes, que ha causado un número enorme de muertos e infectados, que ha cerrado fronteras y empresas, y que ha mandado a miles de trabajadores al paro. Además, ha supuesto un reto único para los gobiernos, que han aprobado algunos de los planes de ayuda más costosos de la historia. Por desgracia, un *shock* que ha agravado muchos problemas que la economía mundial ya tenía y arrastraba, sobre todo aquellos que no habíamos conseguido resolver tras la última crisis financiera global.

---

<sup>3</sup> El partido al que se hace referencia es el *United Kingdom Independence Party* (UKIP), partido que se fundó expresamente con el objetivo de abandonar la Unión Europea en 1993 y que alcanzó su cénit cuando ganó las elecciones al parlamento europeo en Reino Unido en 2014.

<sup>4</sup> 10 de marzo de 2022.

De manera consciente no hemos querido resaltar la crisis económica y financiera mundial de 2007-2008 ni los consecuentes rescates a diferentes economías. Existen innumerables trabajos acerca de la repercusión de dicha crisis en la economía mundial y sobre algunas consecuencias que aún perduran, y, aunque indudablemente ha sido un gran contribuidor al clima de incertidumbre que vivimos, el objetivo de este trabajo es exponer algunos de los eventos singulares que también han repercutido en el riesgo político y económico.

Seguro que la lista de sucesos extremos ocurridos en estos últimos años podría continuar. Sin embargo, aquí pretendíamos resaltar algunos de los más importantes para enfatizar el corto período de tiempo en el que se han producido. En pocos años, palabras como “riesgo”, “volatilidad” o “incertidumbre” han pasado a formar parte del acervo colectivo. De hecho, recientemente han creado un índice que mide la incertidumbre en política económica (EPU por *Economic Policy Uncertainty* en inglés, creado por Baker et al., (2013; 2016)) y que basa su metodología en el recuento de este tipo de palabras en los medios de comunicación.

El EPU es actualmente uno de los índices más usados para medir la incertidumbre en el campo de la economía y las finanzas, y su funcionamiento es muy sencillo: cuánto más se hable en los medios oficiales y de masas de términos relacionados con el riesgo mayor es su valor. De acuerdo con sus estimaciones, el pico de incertidumbre a nivel mundial se alcanzó en abril de 2020, y sus cuatro máximos históricos se encuentran concentrados en el período que va desde 2015 a 2021, al igual que ocurre con el índice chino y el estadounidense. Por su parte, los máximos para el índice japonés se sitúan tras el estallido de la crisis financiera y tras el terremoto de 2011; el máximo de Reino Unido ocurrió tras el *Brexit* y los de España tras la invasión de Irak y el fallido referéndum catalán de 2017. Y eso son solo algunos ejemplos.<sup>5</sup>

De acuerdo con Baker et al., (2014), en los Estados Unidos los periódicos y medios en general cada vez publican más contenido relacionado con la incertidumbre, la economía y la política económica, pero además en medios oficiales como el boletín de la Reserva Federal es cada vez más habitual encontrar discusiones sobre incertidumbre relacionada con políticas económicas<sup>6</sup>.

---

<sup>5</sup> Todos los índices pueden consultarse aquí: <http://www.policyuncertainty.com/index.html>. Consultado por última vez el 10 de febrero de 2022.

<sup>6</sup> Boletín examinado desde el primero en 1983 hasta 2012 (Baker et al., 2014).

No solo observamos un incremento sustancial de la incertidumbre, sino que, por otro lado, los mercados financieros no han dejado de aumentar su tamaño a nivel mundial durante lo que llevamos de siglo. Según los datos del Banco Mundial la capitalización bursátil global alcanzó los 93,69 billones de dólares en 2020, mientras que al comienzo del milenio era de 30,93. Esto supone una tasa media de crecimiento del 5,7%, a pesar de que en el mismo período ocurrieron dos de las crisis que más han afectado a los mercados de capitales: la crisis de las puntocom y la crisis financiera global. Para hacernos una idea de la importancia del aumento del tamaño bursátil, el crecimiento del PIB mundial durante el mismo período fue del 4,6% y actualmente la capitalización de las empresas negociadas supone un 111% del PIB mundial, que significa que el valor de cotización de dichas compañías es 1,11 la producción anual de todos los países del mundo.

En la misma línea, el volumen negociado anual también es sorprendente, dejando cifras similares a las de la capitalización bursátil. Es decir, que cada año se compran acciones por un valor equivalente al total de acciones existentes (como si cada año todas las firmas salieran de nuevo a bolsa y se vendieran de golpe todas sus acciones), pero no solo eso, sino que el volumen supera el del PIB mundial ejercicio tras ejercicio, desde hace algún tiempo. Dicha cifra alcanzó su máximo en 2007 cuando se negociaron acciones por un valor equivalente al 161,16% del PIB (en EE. UU. el porcentaje equivalente alcanzó el 296,52%), y en 2015 estuvo a punto de batirse el récord de nuevo al llegar al 157,27%. Hace apenas unos años, en los 90, la cifra habitual rondaba el 35%.<sup>7</sup>

Teniendo en cuenta el pronunciado crecimiento del valor y la negociación bursátil es lógico que cada vez sea un tema más presente en los medios de comunicación y en nuestra vida cotidiana, y su protagonismo es tal que tras cualquier suceso extremo inmediatamente se nos informa de lo que está ocurriendo en la bolsa. alertándonos de caídas en los precios y subidas pronunciadas de la volatilidad. Antes era un tema que solo ocupaba espacio en la prensa especializada, y actualmente es un indicador de referencia para el gran público, llegando incluso a valorar el tamaño de un incidente en función del efecto que haya tenido en los mercados financieros, por lo que cada vez se hace más imprescindible medir este efecto con mayor rigurosidad.

---

<sup>7</sup> Todos los datos relativos al mercado bursátil mundial provienen del Banco Mundial, que a su vez los obtiene de la Federación Mundial de Bolsas, de la OCDE y de sus propias fuentes. Disponible aquí: <https://datos.bancomundial.org/>. Consultado por última vez el 10 de febrero de 2022.

De una forma paralela al índice EPU, la continua presencia de la volatilidad en los mercados bursátiles hizo que también comenzaran a desarrollarse distintos índices que trataran de medir el riesgo a nivel agregado, dado que los académicos y profesionales venían observando que los momentos de gran incertidumbre económica y política se correlacionaban negativamente con los rendimientos bursátiles. Así surge uno de los más famosos: el *Chicago Board Options Exchange's Volatility Index*, popularmente conocido como VIX o índice del miedo. Se puso en marcha en 1993 (aunque algunos investigadores venían estimándolo desde muchos años atrás) y se calcula utilizando la volatilidad implícita de las opciones call y put sobre el índice S&P 500 a 30 días.

Como cabría esperar, sus dos máximos (con mucha diferencia) se han producido recientemente: septiembre de 2008 y marzo de 2020, al comienzo de la crisis financiera y de la crisis por el COVID-19. A su vez, el VIX está correlacionado positivamente con el EPU, por lo que existe una relación entre la incertidumbre que percibimos a nivel político y económico y la volatilidad de los mercados. No es de extrañar que, si cualquier agente económico percibe que existe riesgo con respecto al futuro político-económico de su país o región, sea coherente y actúe consecuentemente con sus inversiones.

Nuestra opinión como investigadores en el campo de las finanzas, es que es una obligación estudiar y dar respuestas a la sociedad de cómo la incertidumbre afecta a los precios de las acciones, y una de las maneras de hacerlo es mediante el estudio de eventos singulares, porque nos permite cuantificar el impacto de los eventos más importantes para la economía mundial, estimar su persistencia en el tiempo y determinar qué características a nivel empresa y mercado influyen en dicho impacto.

Ha sido durante los últimos años, al calor de la proliferación de los datos bursátiles y del interés en la incertidumbre política y económica cuando han aumentado las investigaciones sobre eventos únicos e inesperados y su efecto en los rendimientos accionariales.

Salvo alguna otra excepción, una de las referencias más antiguas en este sentido y que han inspirado este trabajo es la investigación de Beaulieu et al., (2005). En ella, parten de una muestra de rendimientos bursátiles de empresas canadienses para investigar el efecto del referéndum de independencia de Quebec en 1995, referéndum en el que los quebequeses rechazaron la opción independentista por apenas 54.000 votos.

Entre otros hallazgos, determinaron que las encuestas estaban tan empatadas que generaron un alto grado de incertidumbre que se liberó durante el día del plebiscito que terminó afectando positiva y especialmente a las compañías con sede en Quebec. Con un método muy similar al que aquí se presenta, también investigaron la diferente exposición de unas y otras empresas ante el riesgo político, y en especial encontraron evidencias de que las corporaciones multinacionales se vieron mucho menos afectadas por el resultado del referéndum que las domésticas.

Para encontrar otra referencia similar tenemos que avanzar hasta 2015, cuando Acker y Duck (2015) publicaron un estudio del evento que evaluaba el efecto del referéndum escocés de 2014 en el mercado británico. De acuerdo con sus conclusiones el efecto fue incorporado en los precios, especialmente en las carteras de acciones más pequeñas (construyeron varias con un número diferente de acciones), y los rendimientos anormales positivos estaban estrechamente relacionados con las probabilidades de que se rechazase la independencia.

Sin embargo, este estudio ofrece unos resultados más limitados para nuestra investigación, puesto que no dividieron la muestra para identificar las empresas escocesas y no trataron de explorar qué variables pudieron influenciar los diferentes rendimientos obtenidos a nivel empresa.

Pocos años después, casi de manera paralela al desarrollo de esta tesis, se publicaron tres artículos completamente alineados con la filosofía de los estudios del evento que componen nuestra investigación.

El primero fue el de Wagner et al., (2018) que analizaba cómo afectó la elección de Donald Trump como presidente de los Estados Unidos a los rendimientos de las empresas de aquel país, partiendo de que la incertidumbre relativa a dichas elecciones fue resuelta el mismo día de la votación, ya que hasta esa semana la mayoría de las encuestas daban como vencedora a la candidata demócrata.

En dicho artículo se estudian al detalle las propuestas que el candidato tenía en el plano económico para realizar un análisis de firmas vencedoras y vencidas, gracias a la identificación de variables clave que podían verse afectadas por esas propuestas. Lo más destacable es que las firmas que pagaban impuestos más altos y tenían mayores pasivos diferidos, obtuvieron primas positivas en los rendimientos, al igual que aquellas empresas con mayor vinculación al mercado nacional.

La segunda investigación fue llevada a cabo por Hill et al., (2019) y versa sobre el efecto del *Brexit* en las sociedades cotizadas del Reino Unido. De igual modo que en el artículo sobre Donald Trump, se utiliza el marco metodológico del estudio de eventos para obtener indicadores de los rendimientos accionariales, que son examinados para realizar una radiografía de sociedades ganadoras y perdedoras que pueda ayudar a los agentes económicos en su toma de decisiones.

Descubrieron que las empresas más internacionalizadas sufrieron menos el impacto del *Brexit* y que las compañías con mayor crecimiento potencial lo sufrieron más porque vieron como sus planes de futuro se interrumpían. En cuanto a sectores, concluyeron que las empresas financieras y las de bienes de consumo fueron las más damnificadas, por las duras implicaciones que se derivan de salir del mercado común europeo.

Por último, Hillier y Loncan (2019) investigaron uno de los mayores golpes que ha sufrido la democracia brasileña, ya que afectó profundamente a los niveles de incertidumbre política y económica: la acusación de corrupción contra el presidente de la nación tras filtrarse unas conversaciones con empresarios en mayo de 2017.

En este caso, los investigadores se centraron en evaluar cómo afectaron las conexiones políticas de las empresas cotizadas en el transcurso de dicho evento, también partiendo de un esquema metodológico similar al que se defiende en esta tesis. Detectando que las corporaciones más vinculadas al gobierno brasileño a través del banco propiedad del Estado obtuvieron peores rendimientos, así como aquellas en las que existía un mayor grado de inversión extranjera, dado que seguramente los inversores de otros países percibieron mucho más riesgo en este hecho que los nacionales, que tendrían más información a su disposición, así como otros vínculos culturales y emocionales.

Son muchas las investigaciones que han ayudado de una u otra forma a completar la tesis, pero las que acaban de ser resumidas han supuesto una gran inspiración para el diseño de los capítulos centrales y, por tanto, de las publicaciones conseguidas vinculadas a este proyecto, y que forman parte de un todo basado en el estudio de la incertidumbre político-económica y su efecto en los mercados bursátiles.

Por tanto, la motivación para llevar a cabo la investigación proviene del interés en racionalizar los efectos provocados por los acontecimientos que más han golpeado los cimientos de nuestra sociedad en los últimos años. Todos los agentes económicos implicados en los mercados, desde gobiernos a inversores particulares, desean proteger

sus inversiones y para favorecer esa labor nos parece fundamental combatir el miedo, y creemos que el miedo se reduce con información fiable y análisis científicos sobre sucesos pasados para que todos mejoremos nuestra forma de actuar en el futuro.

El presente trabajo aborda algunas preguntas cruciales para despejar el ruido que se genera entorno a la estrecha relación de los eventos únicos y los mercados de valores. Preguntas como: ¿Afecta la incertidumbre que generan los eventos extremos a los rendimientos accionariales?; ¿Afecta más de lo que cabría esperar según los modelos desarrollados en la literatura financiera?; ¿Cuánto tarda la nueva información en incorporarse a los precios?; ¿Cuánto dura el efecto de dichos sucesos?; ¿Afectan a todas las firmas por igual?; ¿Qué características diferenciales deberían tener las empresas para que los eventos les afecten menos?

Antes de continuar con la explicación de los casos que componen la investigación, merece la pena aclarar la definición de evento único, que también ha sido denominado como extremo o singular. Basándonos en la dicotomía que plantea Corrado (2011), evento único hace referencia a que el propio evento constituye la muestra y población, y, por tanto, se contrapone al estudio de eventos tradicional que trata de extrapolar resultados globales a partir de una muestra. En el formato clásico se tratan eventos recurrentes en el tiempo y normalmente de carácter corporativo, como ampliaciones de capital, reparto de dividendos o cambios en la dirección.

Por consiguiente, no tenemos una muestra de muchos eventos similares que han ocurrido cada vez a una empresa distinta en diferentes momentos del tiempo, sino que tenemos un solo evento que ha afectado a todas las empresas a la vez. En definitiva, evento único significa que por definición solo ocurre una vez y afecta a todos al mismo tiempo.

Para aclarar este concepto podemos poner dos ejemplos. En el formato clásico, un investigador puede estar interesado en cómo afectan a los rendimientos los repartos de dividendos en época de crisis financiera, y lo que podría hacer es obtener una muestra de todas las compañías cotizadas que han repartido dividendos desde 2008 hasta 2012. En este ejemplo, tendrá muchos “días de evento” repartidos a lo largo de los cinco años y seguramente en cada “día de evento” solo tendrá una o como mucho dos empresas que hayan repartido dividendos, luego tendrá que encargarse de agregar la muestra obtenida. Mientras que, en el formato de eventos únicos, podría estar interesado en analizar el efecto del *Brexit* sobre los rendimientos, en dicho ejemplo solo existe un “día de evento” que

además no es repetible (no va a ocurrir dos veces la separación del Reino Unido de la Unión Europea) y la muestra incluye a toda la población de empresas cotizadas que han sufrido el evento al mismo tiempo.

También es imprescindible dejar claro cuál es la variable objeto de análisis, que son los rendimientos bursátiles que las firmas obtuvieron tras el acontecimiento en cuestión. Entendiendo rendimientos como las variaciones ocurridas en los precios de un momento cualquiera a otro posterior. De manera colateral, también tratamos con la volatilidad y algunas variables relacionadas, pero es esencialmente un análisis de rendimientos.

En concreto, estudiamos su efecto a través de diferentes estimadores de lo que denominamos rendimientos anormales y rendimientos anormales acumulados, que son las innovaciones provocadas por el evento y que los modelos que utilizamos no pueden explicar. Dicho de otra manera, tratamos de aislar qué parte de los rendimientos obtenidos por cualquier empresa fue provocada por el evento en sí.

Gracias a este procedimiento podemos cuantificar el efecto agregado o individual que el evento tuvo sobre un mercado o una empresa. Aplicando métodos cuantitativos propios de la econometría, también analizamos si los rendimientos son realmente significativos en comparación con los obtenidos habitualmente. Además, podemos usar estos estimadores como una aproximación al impacto del evento en la firma y así saber si existen aspectos fundamentales (normalmente económicos, organizativos o financieros) que justifiquen que las empresas obtengan unos resultados peores o mejores.

Una vez aclaradas las definiciones básicas, se expondrán las diferentes partes que componen la tesis doctoral. Primero es necesario aclarar que no es una tesis que se haya estructurado siguiendo el modelo que conocemos como formato clásico. Aquí se exponen tres casos de estudio independientes en su temática y en su diseño, de manera que cada uno de ellos tiene el esquema de una investigación propia. Sin embargo, componen un conjunto de experimentos con un mismo objetivo y basados en la misma metodología, representando ambos elementos el hilo conductor del proyecto.

Estas características se reflejan en varias cuestiones para tener en cuenta:

- Los tres estudios del evento no se componen de los mismos subapartados, si no que cada uno atiende a una casuística concreta. Esto se debe precisamente a que por ser eventos únicos cada uno tiene unas especificaciones distintas, que en

algunos casos han alterado el número de acontecimientos a estudiar, el carácter de la muestra o el propio diseño del experimento.

- Las conclusiones en cada capítulo hacen referencia al caso específico de ese estudio, por ello se incluye como capítulo final las conclusiones transversales a los tres eventos.
- Existe un capítulo de metodología que es común a las tres investigaciones, donde se exponen las bases de los procedimientos usados, pero cada estudio contiene su propia aplicación del método, detallada en su correspondiente epígrafe.
- Los capítulos que conciernen a los estudios del evento presentan un marcado formato de artículo científico porque son transcripciones y traducciones literales de los artículos publicados (o en proceso de revisión) realizados durante los estudios de doctorado. Así en cada capítulo tendremos una estructura completa de artículo científico: introducción, revisión de la literatura, datos y metodología, resultados y discusión y conclusiones.

Comenzando con la metodología, nuestra memoria de tesis doctoral recupera y actualiza el método econométrico multivariante denominado ecuaciones aparentemente no relacionadas (*Seemingly Unrelated Regressions* (SUR)) desarrollado por Zellner (1962), y que más tarde se incorporaría a la literatura financiera para el estudio de eventos únicos, de la mano de autores como Binder (1985a; 1985b) o Schipper y Thompson (1983; 1985).

Lo particular de esta metodología es que al ser un modelo de ecuaciones simultáneas (MES) estima todas las regresiones a la vez. Por lo que si en el estudio pretendemos analizar qué les ocurrieron a los rendimientos de 100 empresas durante un tiempo determinado, podremos hacer la estimación simultánea. Además de práctico, ello supone que la estimación tiene en cuenta cómo se relacionan los distintos activos entre sí por lo que proporciona un contraste de hipótesis más realista y fiable. Es una pieza clave que distingue este proyecto de otros muchos estudios, ya que normalmente se obvia la relación transversal de la muestra porque en el formato clásico los eventos ocurren en momentos distintos a diferentes corporaciones, así que se presupone que esta relación es nula.

El método se complementa con el uso de variables ficticias binarias (popularmente conocidas como *dummies*) representando los días que se quiere estudiar un fenómeno, así podemos realizar un estudio del evento en un solo paso, en contraposición a la

metodología clásica del estudio de eventos que constaba de dos pasos: estimación y obtención de los estimadores diarios mediante los errores de predicción (Karafiath, 1988).

Las ecuaciones aparentemente no relacionadas habían sido parcialmente abandonadas como método de análisis, sobre todo porque se comenzaron a usar para el estudio de eventos relacionados con la aprobación de leyes (llamados eventos regulatorios) que afectaban particularmente a una u otra industria, y en general, tuvieron poco éxito. Además, para eventos que no fueran únicos no era necesario recurrir a los MES, por lo que no tenía sentido utilizarlos en la mayoría de los estudios que han venido desarrollándose en décadas anteriores.

Sin embargo, dada la sucesión de acontecimientos convulsos que estamos viviendo en los inicios del siglo XXI y la continua atención popular a la información financiera, creemos que ha aumentado notoriamente el interés de la sociedad por conocer el impacto que muchos de estos eventos extremos han tenido sobre los mercados, una metodología como la que aquí se expone es de vital importancia para desarrollar un análisis adecuado.

La parte común a todos los casos se completa con los análisis de sección cruzada, muy habituales en el campo de las finanzas y que, en este caso, sirven para determinar cuáles de las variables seleccionadas tienen una mayor influencia sobre la muestra obtenida de rendimientos anormales. En la metodología se expone el marco metodológico común, pero nos es imposible determinar de forma conjunta las variables seleccionadas por ser uno de los aspectos más singulares de cada evento, ya que los inversores no tienen por qué tener en cuenta las mismas características en el caso de un referéndum que en el de una pandemia. Por ello la selección y justificación de variables se encuentra detallada en cada capítulo.

El epígrafe “Metodología” contiene todos los aspectos metodológicos que son comunes a los tres casos: la aplicación de la metodología SUR al estudio de eventos únicos, elementos del diseño experimental, las ecuaciones para los estudios de sección cruzada y el estado de la cuestión que nos han conducido a reivindicarlo como método de análisis.

El capítulo 1 es un estudio a nivel nacional y se titula: *Independence Day: Political risk and cross-sectional determinants of firm exposure after the Catalan crisis.*, que sería algo así como: Día de la Independencia: Riesgo político y determinantes transversales de la exposición empresarial tras la crisis catalana. El capítulo es una transcripción literal del artículo con el mismo título que fue publicado en diciembre de 2020 en la *International*

*Journal of Finance & Economics*, conocida revista del campo de las finanzas posicionada en el segundo cuartil de *Journal Citation Reports (JCR)* y *Scopus* en ese mismo año.<sup>8</sup>

A grandes rasgos, presenta el análisis de un evento insólito, ya que es un estudio sobre la reacción ante un hecho que nunca se llegó a consumir, pero que afectó notablemente al mercado bursátil español: la independencia de la región de Cataluña.

El estudio consta de una amplia muestra, ya que contamos con todas las cotizaciones del mercado continuo de España (salvo aquellas demasiado ilíquidas<sup>9</sup>), lo que suponía en aquella fecha 115 empresas. Los días del evento seleccionados son aquellos que sucedieron al primero de octubre de 2017, incluido el mismo día del referéndum unilateral, hasta el día en el que gobierno de Mariano Rajoy consiguió la aprobación para intervenir legalmente al gobierno regional, hecho que ocurrió 20 días después del referéndum.

La primera parte divide la muestra en dos grandes carteras de acciones compuestas *ad hoc*: en la primera solo se incluyeron sociedades con sede en cualquier parte de España que no fuera Cataluña y en la segunda solo empresas catalanas. Bajo el paraguas metodológico descrito anteriormente comprobamos si los rendimientos anormales de cualquier cartera fueron distintos de cero, lo que llamaríamos un comportamiento anormal porque el modelo no consigue capturarlo, y después también comprobamos si las diferencias entre ambas carteras son significativas. Quizás este segundo contraste sea el más interesante porque nos indica si los agentes económicos tuvieron en cuenta el origen de la empresa para evaluar el potencial riesgo que podía causar en sus inversiones.

Habitualmente, en un contexto de riesgo político, encontramos que, independientemente de que haya una reacción cuantificable a nivel agregado (por ejemplo, lo que supondría concluir que las compañías españolas se vieron afectadas negativamente por *el Procés*), existe un nivel de afectación muy diferente a lo largo de la muestra, lo que llamaríamos una mayor dispersión. En lo que sería la segunda parte de la investigación analizamos las posibles causas de que unas empresas se vieran más afectadas que otras tras el

---

<sup>8</sup> Accesible en: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1002/jjfe.2373>. Consultado por última vez el 8 de marzo de 2022.

<sup>9</sup> En la práctica, se suele entender como acción ilíquida aquella con un exceso de ceros en los rendimientos diarios, ya que quiere decir que durante muchas sesiones no se realiza contratación y ello podría conllevar un exceso de volatilidad provocado por muy pocas acciones contratadas.

referéndum, identificando algunas características importantes a nivel contable, financiero y sectorial, gracias a un sistema de regresiones de corte transversal.

Por último, y como hecho distintivo al resto de capítulos, en el caso de la crisis catalana tuvimos la oportunidad de analizar un evento muy poco habitual y realmente interesante a nivel de estrategia empresarial: la fuga de empresas de la región. Durante el período de 20 días en los que se desarrolla esta investigación la mayoría de las sociedades cotizadas asentadas en Cataluña decidió cambiar su sede corporativa. Mediante un estudio del evento adicional contestamos a una sencilla cuestión: ¿Mereció la pena?

Como resumen de los principales resultados, encontramos un comportamiento negativo muy relevante en algunos días específicos. En particular, el día tras el referéndum ilegal y el día tras el discurso del rey Felipe VI y la fallida Declaración Unilateral de Independencia, tanto es así que el impacto de estos eventos también afectó a la cartera compuesta únicamente de acciones no catalanas. Como ejemplo, el día 4 de octubre los rendimientos anormales de una de las carteras catalanas alcanzaron un mínimo de -2,21%, para hacerse una idea de la magnitud hay que tener en cuenta que el promedio de los rendimientos diarios de esa cartera durante las 275 sesiones anteriores (algo más de un año) fue del 0,07%.

En términos generales, también podemos concluir que existieron diferencias cuantificables entre la cartera catalana y la del resto del país, con lo que se valoró la ubicación de la empresa como un elemento disuasorio del riesgo. Lo realmente increíble de estas evidencias es que sean muy similares a las de otros estudios donde el referéndum sí se llegó a producir de manera pactada y sí que era vinculante. Beaulieu et al., (2005) obtuvieron resultados en la misma línea tras el referéndum de Quebec de 1995, y lo mismo ocurre con Hill et al., (2019) tras el *Brexit* ocurrido en 2016. Podemos entenderlo como un síntoma de eficiencia del mercado español, donde los agentes que operan en el mismo están descontando todos los posibles escenarios, incluidos aquellos donde la independencia llegara a producirse.

Si continuamos desagregando nuestros resultados, también encontramos información valiosa con respecto a las características de la empresa. A lo largo de toda esta tesis se demuestra en muchas ocasiones cómo los efectos de cualquier crisis no se reparten por igual y esto puede darnos muchas pistas sobre que variables debemos vigilar tras un incremento en el nivel de incertidumbre. En este caso, y entre otros factores, destaca el

papel de la internacionalización. En dicho capítulo presentamos pruebas sólidas de que las empresas españolas con una menor dependencia del mercado nacional obtuvieron una prima positiva sustancial durante la crisis catalana, apoyando la idea intuitiva de que una mayor diversificación geográfica también implica una mayor diversificación de los riesgos.

Continuamos con el capítulo 2, donde se presenta un estudio a nivel europeo, titulado: *Who fears the far right? Aggregate and firm-level evidence from three western European stock markets*, cuya traducción literal sería: ¿Quién teme a la extrema derecha? Evidencia a nivel agregado y de empresa de tres mercados bursátiles de Europa Occidental<sup>10</sup>. De nuevo, es el mismo título que el de la publicación asociada, un artículo publicado en octubre de 2021 en la *Czech Journal of Economics and Finance*, histórica revista que viene publicándose de manera ininterrumpida desde 1951 y que se encuentra posicionada en el cuarto cuartil de JCR y en el tercero de *Scopus*, en ambas en el subcampo de las finanzas.<sup>11</sup>

El alcance de esta investigación es más ambicioso que el de la crisis en Cataluña, sobre todo por el hecho de que se realiza un análisis en tres mercados a diferentes niveles de agregación, la muestra obtenida es la mayor de todos los estudios presentados en la tesis y el período de evaluación, por la naturaleza del evento, es muy complejo de definir.

Se trata de un estudio de la reacción de los mercados de capitales de Finlandia, Austria e Italia durante las negociaciones que llevaron a partidos de la nueva extrema derecha a los gobiernos de sus respectivos países. La selección de los tres mercados para llevar a cabo este experimento no es casual: ocurrieron en un período de tiempo que permite su comparación (entre 2015 y 2018), son tres países con una democracia y unos mercados asentados y que forman parte desde hace muchos años de la Unión Europea y sobre todo que constituía la primera vez que permitían a partidos de dicha índole alcanzar esas cotas de poder, hasta ese momento restringidas por los llamados “cordones sanitarios”.<sup>12</sup>

---

<sup>10</sup> Existe debate en torno a si lo correcto es “Europa Occidental” o “Europa occidental”. De acuerdo con FundéuRAE se ha decidido ponerlo en mayúsculas porque aquí no hace referencia a un mero especificador geográfico, sino que es un matiz escogido adrede como contraposición a los antiguos países del bloque comunista en Europa, normalmente denominados genéricamente como Europa del Este. El debate al que se alude está disponible en: <https://twitter.com/fundeu/status/340409580276285443?lang=es>. Consultado por última vez el 28 de febrero de 2022.

<sup>11</sup> Accesible en: <http://journal.fsv.cuni.cz/mag/article/show/id/1484>. Consultado por última vez el 8 de marzo de 2022.

<sup>12</sup> De acuerdo con la RAE, “cordón sanitario” significa “línea establecida para controlar e impedir el acceso y paso de personas o mercancías por razones de prevención frente a enfermedades infecciosas y epidemias”

Entrando en detalle, el período examinado para cada mercado se corresponde con el que en cada proceso se estableció como el inicio de las negociaciones, hasta el momento en que formalmente anunciaron la conformación de un gobierno. Entendemos que el momento del anuncio de las conversaciones con un determinado partido es cuando se comienzan a descontar los posibles efectos de que lleguen a un acuerdo, y la incertidumbre no cesa hasta que se firma un acuerdo de gobierno, pudiendo revelarse nueva información en cualquier momento, ya que no se puede saber con certeza la parte de su programa electoral que acabará suscrita en el acuerdo de gobierno.

El primer análisis es a nivel agregado, una medición de los efectos en cada uno de los países. Este análisis se realiza mediante la construcción de carteras, una por cada país, con todas las cotizaciones posibles. Así, contamos con una cartera formada por los rendimientos de 73 empresas finlandesas, otra de 36 austríacas y la última de 155 italianas. Además, se completa analizando los índices bursátiles más conocidos de cada país: el OMX Helsinki 25, el ATX de Viena y el FTSE MIB de la bolsa de Milán.

Aquí no se presenta una división geográfica que nos permita examinar las diferencias como en el capítulo sobre Cataluña, pero sí guarda ciertas similitudes puesto que se contrasta si los rendimientos anormales fueron relevantes comparados con los que se obtuvieron en el resto de Europa, entendiendo que algunas de las propuestas que tenían los partidos de extrema derecha tenían ciertos matices euroescépticos y que su entrada en el gobierno podría suponer una amenaza para los intereses de la Unión Europea.

Al igual que en el capítulo 1, la segunda parte de la investigación trata de discernir qué características a nivel empresa son capaces de explicar la dispersión en los rendimientos. Es decir, qué factores hicieron a las empresas más vulnerables. Lo particular de este caso es que prestamos especial atención a propuestas comunes que tenían los tres partidos de extrema derecha y su relación con el entorno empresarial. En primer lugar, evaluamos si la posible bajada en los impuestos corporativos fue valorada en el mercado bursátil, y, en segundo lugar, si el posible deterioro de las relaciones con el resto de la Unión Europea también lo fue, dado que las tres formaciones pertenecían al grupo político Europa de las

---

(Real Academia Española. (s.f.). Cordon sanitario. En *Diccionario panhispánico del español jurídico*. <https://dpej.rae.es/lema/cord%C3%B3n-sanitario>). Sin embargo, el término empezó a popularizarse de nuevo con el auge del Frente Nacional en Francia a finales de los años 80 del siglo XX y, volviendo al término original, hace referencia a la política de acuerdos entre partidos para aislar e impedir el acceso al poder a otro partido. Más información disponible aquí: [https://elpais.com/politica/2019/11/26/actualidad/1574783537\\_176785.html](https://elpais.com/politica/2019/11/26/actualidad/1574783537_176785.html). Consultado por última vez el 8 de marzo de 2022.

Naciones y de las Libertades (actualmente Identidad y Democracia), de marcado carácter euroescéptico.

Los resultados a nivel agregado muestran profundas diferencias entre los tres mercados, por lo que no podemos hablar de una reacción homogénea ante la llegada de la extrema derecha. Probablemente porque, a pesar de las grandes similitudes entre los tres partidos, la percepción nacional sobre cada uno de ellos era muy diferente y las estimaciones de los agentes económicos con respecto a su capacidad de llevar a cabo determinadas propuestas también.

Sin embargo, sí que es posible destacar dos conjuntos de sucesos que representan importantes anomalías. Primero, la nefasta reacción del mercado italiano durante todo el proceso de negociaciones, que es el más corto de todos los evaluados. El impacto resulta significativo independientemente de cómo lo midamos, y en el peor de los casos los rendimientos anormales acumulados alcanzan un -5,85% tras completar ocho días de negociaciones. Como contraste, los rendimientos diarios promedio del mercado italiano durante las 400 sesiones anteriores fueron del 0,03%, lo que supondría un 0,24% acumulado tras ocho días.

El segundo conjunto serían aquellos eventos relacionados con malas noticias para el estado de la Unión Europea. Resulta que durante las negociaciones ocurrieron ciertos eventos que vinculaban a estos partidos con hechos desestabilizantes para la Unión, lógico dadas sus reticencias con algunas de las funciones que desempeña dicha organización. En concreto, dos eventos están ligados con algunos de los peores resultados de todo el experimento: el día en que se filtró a la prensa que una hoja de ruta para salir de la UE estaba sobre la mesa de negociaciones italiana y el día en que se descubrió que algunos miembros del FPÖ (partido de extrema derecha austríaco) habían realizado una especie de viaje diplomático a la autoproclamada República de Crimea (que tiempo después quedaría anexionada a la Federación Rusa), que la UE no reconocía. Asimismo, cuando la mesa de negociaciones finlandesa aseguró que abandonar la UE no era una opción, también encontramos rendimientos anormales positivos.

Como resumen, podríamos destacar que no existen rendimientos anormales negativos asociados a la incorporación al gobierno de la extrema derecha *per se*, sino más bien una reacción negativa ante los postulados euroescépticos y ante el gobierno de la Liga y el

Movimiento 5 Estrellas italiano, dos partidos sin ninguna experiencia en la gestión gubernamental y con las negociaciones más precipitadas de las tres examinadas.

En la misma línea, el principal hallazgo a nivel empresa es que las corporaciones con un vínculo más estrecho al resto de países europeos obtuvieron unos mejores resultados promedio, en comparación con aquellas empresas más domésticas. Es interesante que a pesar de las escasas similitudes entre el caso a nivel nacional y el caso a nivel europeo, sea de nuevo la internacionalización una de las variables más significativas a la hora de determinar ganadores y perdedores de ambos procesos.

El capítulo 3 es un estudio del efecto de la pandemia COVID-19 a nivel mundial y está dividido en dos partes, que, aunque estrechamente relacionadas, se diseñaron de manera independiente. La primera se titula: *World capital markets facing the first wave of COVID-19: Traditional event study versus sensitivity to new cases*, cuya traducción sería: Los mercados de capitales frente a la primera ola del COVID-19: Estudio del evento tradicional versus estudio de la sensibilidad a nuevos casos. La segunda parte se titula: *Market risk exposure determinants during the COVID-19 outbreak: Between competitiveness and inequality*, que sería: Determinantes de la exposición al riesgo de mercado durante el estallido de COVID-19: Entre la competitividad y la desigualdad. Ambos artículos se encuentran en proceso de evaluación por pares en dos revistas de alto impacto en la fecha en la que se concluye esta introducción.<sup>13</sup>

La razón por la que el tercer caso ha sido dividido en dos es por la cantidad de información disponible. En primer lugar, hay que tener en cuenta que al ser el estudio a nivel mundial tratamos con índices bursátiles, no con acciones, y el analizar tantos mercados al completo presenta una mayor complejidad en cuanto a la recolección de información que al analizar uno o tres mercados como en los capítulos anteriores. De hecho, el análisis que constituye la primera parte representa la muestra de mercados bursátiles más grande que hayamos podido encontrar sobre investigaciones acerca de la pandemia, con un total 78 mercados de diferentes naciones.<sup>14</sup>

En segundo lugar, la inusitada frecuencia de datos sanitarios que prácticamente la totalidad de los países del mundo emitió durante los primeros meses de pandemia permitió

---

<sup>13</sup> 23 de marzo de 2022.

<sup>14</sup> Dicha búsqueda se refiere a investigaciones relacionadas con la primera ola, y fue basada en la intercepción de los términos “covid-19” o “coronavirus” y “mercados de acciones”, en los buscadores de *ScienceDirect*, *Wiley*, *Oxford* y *Springer*, cuatro de las editoriales de referencia en el campo de las finanzas.

realizar un análisis de sensibilidad genuino: cuánto aumentaban (disminuían) los rendimientos accionariales cuando aumentaban (disminuían) los casos detectados diarios.

Y el tercer motivo es que, gracias a las estadísticas publicadas por el Banco Mundial, y en menor medida a *Investing*, se pudo contar con una cantidad de variables a nivel país con datos actualizados, que podían tener influencia en el impacto de la pandemia sobre los mercados que desbordó cualquier expectativa, teniendo que realizar un análisis transversal mucho más complejo que el expuesto en los casos anteriores.

La primera parte expone un análisis de los rendimientos entorno a dos fechas clave: el momento en el que el virus entró en el país analizado y el momento en el que la Organización Mundial de la Salud (OMS) declaró la pandemia. La elección de ambos momentos no han sido fruto del azar, si no que observamos que alrededor de esas fechas es donde los índices bursátiles obtuvieron sus peores resultados, y tiene cierta lógica, ya que el momento en el que detectan el primer caso en el país donde tienes inversiones es el momento en el que por primera vez la amenaza se hace más real, y, en la misma línea, cuando la OMS establece que el virus ya es pandemia de alguna manera confirma los peores temores, porque ya no hablamos de un virus localizado y controlado, si no de una crisis a escala mundial.

Para mantener el esquema de los otros dos casos, lo que aquí contrastamos es si los rendimientos de todos los mercados (uno por uno) fueron diferentes a los del mundo en general, obteniendo de manera sencilla qué países y regiones se vieron más afectadas en relación con todas las demás, además de identificar el momento y la duración de dicho impacto.

Este constituiría el estudio del evento tradicional, con una metodología equivalente a la de los otros dos capítulos, pero en la primera parte además lo comparamos al estudio de sensibilidad de los casos. Mediante un modelo muy similar, pero en lugar de utilizar variables binarias para identificar los días que definimos como evento utilizamos las series temporales de los nuevos casos diarios, que el portal de datos abiertos de la UE facilita para casi todos los países del mundo. Lo particular de dicho análisis es que tenemos un solo coeficiente para cada país, que es una medida promedio de las pérdidas que experimentaba el mercado en cuestión ante un aumento lineal en los casos detectados, como contraposición al estudio del evento donde obtenemos un coeficiente de rendimientos anormales por cada día considerado evento.

Además, presentamos un nivel de desagregación insólito, donde se explicitan los principales ganadores y perdedores según el método utilizado.

Gracias a ambos análisis, y cubriendo más del 95% de la capitalización bursátil mundial, comprobamos que existió una reacción general adversa, pero que esta fue muy desigual entre regiones y países, resultando especialmente perjudicados los mercados de las regiones de Europa, Europa del Este y Sudamérica y el Caribe. Por poner un ejemplo, la semana en la que la OMS declaró la pandemia los mercados de Europa del Este obtuvieron unos rendimientos anormales del -1,66% diario frente al -0,18% de los mercados asiáticos.

Y lo que más llamativo resulta es que al comparar ambos métodos, esperábamos que los principales damnificados fueran los mismos, y nada más lejos de la realidad. Constatamos que existieron países con una gran sensibilidad al incremento en los casos (que ante las novedades de las autoridades sanitarias sobre el aumento de casos confirmados sus índices bursátiles se resentían más), pero con un nivel acumulado de casos muy bajo, por lo que no resulta poco frecuente que países que podríamos designar como los más sensibles a la pandemia no registraran pérdidas tan cuantiosas como otros, por la sencilla razón de que no se dieron tantos casos.

La segunda parte recoge la muestra obtenida de rendimientos anormales por el estudio del evento de la primera parte del capítulo y, en definitiva, presenta posibles explicaciones de las diferencias encontradas entre mercados. Resulta ya una obviedad decir que el inicio de la pandemia hizo que los mercados de acciones de todo el mundo cayesen, lo que no resulta tan patente es entender por qué el mercado colombiano perdió un 40% de la capitalización y el mexicano un 17%, o el austriaco un 36% mientras el alemán caía un 13%.

Con el propósito de no dejar ninguna posible variable explicativa fuera del análisis, se utilizaron más de 30 variables de todos los ámbitos posibles. Variables de control como el tamaño del mercado bursátil o la inflación, variables relacionadas con el estado de la economía de ese país como el PIB per cápita en paridad de poder adquisitivo<sup>15</sup> o la deuda pública, variables directamente relacionadas con la pandemia como la edad media de la

---

<sup>15</sup> Paridad de poder adquisitivo (o PPA) quiere decir que el Producto Interior Bruto se corrige teniendo en cuenta lo que se puede comprar con la misma cantidad de dinero, para hacer comparables las magnitudes entre diferentes economías.

población o el porcentaje del PIB producido en el sector terciario e incluso variables culturales como el individualismo o la masculinidad. Y dada la evidencia presentada en la primera parte también estudiamos los posibles efectos a nivel regional de la pandemia.

El estudio presentado en la segunda parte del capítulo 3 revela que variables como la esperanza de vida o el déficit público tuvieron algo que ver en las diferencias encontradas entre mercados, pero dos resultados prevalecen sobre el resto por su tamaño y prevalencia: la influencia positiva de la competitividad (medida por el índice *Global Competitiveness Index*) y negativa de la desigualdad de ingresos (medida por el coeficiente de Gini).

La primera es la variable más resistente a cualquier alteración de la muestra, y tienen una capacidad explicativa muy superior a la de cualquier otra. En el período más largo evaluado las diferencias entre un país con un bajo índice de competitividad y uno con un alto índice explican una caída total promedio de casi el 20% en términos de rendimientos anormales, en perjuicio del país menos competitivo.

Por su parte, la fuerte influencia negativa de la desigualdad es sin duda la gran sorpresa del estudio porque es una variable que muy pocas veces se tiene en cuenta en estudios de índole financiera. Resulta llamativo que un parámetro como la desigualdad de ingresos fuese tenido en cuenta como un agravante de los efectos de la pandemia en un país y, por tanto, un lastre en la recuperación de su tejido empresarial.

Cada uno de los capítulos explicados contiene sus propios anexos, la mayoría tablas para ampliar información acerca de la distribución de los rendimientos anormales u otras variables utilizadas en los estudios.

A los tres capítulos centrales de la tesis le sucede una sección de conclusiones generales, donde se exponen reflexiones comunes y limitaciones a toda la investigación relacionadas con la metodología y con el estudio de la incertidumbre en los mercados financieros, que es el marco general que describe mejor el proyecto que se presenta. Asimismo, se detallan posibles vías para poder continuar contribuyendo y mejorando la investigación referente al análisis de eventos extremos.

Concluyendo, la tesis doctoral presenta tres investigaciones independientes sobre rendimientos bursátiles, unidas por una metodología común que se lanza como propuesta

válida para el estudio de eventos únicos, que es cada vez más común en la literatura financiera. De igual modo, presenta dos contribuciones destacables:

- La primera es la cuantificación del efecto bursátil de tres sucesos insólitos (los dos primeros sin ninguna otra referencia científica en el campo de las finanzas): el intento de independencia de Cataluña, la llegada al poder de los nuevos partidos de extrema derecha en Europa y el estallido de la pandemia del COVID-19 en el mundo.
- La segunda es una contribución más destinada al ámbito profesional, ya que se aportan una serie de variables fácilmente cuantificables a nivel empresa y a nivel mercado que los inversores deberían vigilar ante futuros sucesos únicos de índole político o económico como los que hemos analizado o como los que están sucediendo en estos momentos con la invasión de Ucrania.



## **METODOLOGÍA**



## 1. Introducción

La metodología del estudio de eventos<sup>16</sup> es una estrategia o enfoque de investigación compuesta por una serie de modelos, métodos y test estadísticos destinados a analizar la influencia de un evento sobre una serie de variables económico-financieras. Ha ido desarrollándose desde el último cuarto del siglo XX, con el crecimiento de datos disponibles y la proliferación de herramientas estadísticas para su gestión, que ha permitido el desarrollo de la economía financiera como disciplina autónoma.

Actualmente, se suele identificar el artículo de Fama et al. (1969) como el primer *event study*, aunque, como se indica en Corrado (2011), parece que se remontan hasta la década de 1930 con el estudio de Dolley (1933). Sin embargo, es en Fama et al. (1969) donde por primera vez es reconocible la estructura que hoy en día se sigue utilizando. Tanto es así que desde 1974 hasta el año 2000 se publicaron más de 500 artículos considerados *event studies*, solo teniendo en cuenta cinco de las revistas más importantes del campo de las finanzas (Kothari y Warner, 2007).

Una de las revisiones metodológicas más completas en castellano la encontramos en Martín Ugedo (2003). En la misma, se define como objetivo “comprobar si se ha producido alguna rentabilidad anormal en algún activo financiero de la empresa (por lo general, acciones ordinarias) como consecuencia de una nueva información sobre un determinado evento (efecto anuncio)”<sup>17</sup>.

Dada la atención que el estudio de eventos ha recibido, especialmente en los Estados Unidos (probablemente por ser el mercado bursátil más grande del mundo<sup>18</sup>), existen numerosos manuales para académicos, profesionales y estudiantes. Dos de los más referenciados internacionalmente los encontramos en el capítulo uno de Kothari y Warner (2007) y en el capítulo cuatro de Campbell et al., (1997).

---

<sup>16</sup> En ocasiones, es denominado en castellano estudio de sucesos.

<sup>17</sup> Martín Ugedo (2003) define aquí estudio de sucesos de manera restringida al campo de las finanzas y concretamente, a la que suele ser la variable objetivo principal: los rendimientos. Sin embargo, el estudio de eventos se ha extendido a disciplinas como economía aplicada, marketing, organización e incluso medicina, y a otras variables como volatilidad y volumen.

<sup>18</sup> De acuerdo con los datos del Banco Mundial [https://datos.bancomundial.org/indicador/CM.MKT.LCAP.CD?most\\_recent\\_value\\_desc=true](https://datos.bancomundial.org/indicador/CM.MKT.LCAP.CD?most_recent_value_desc=true). Consultado por última vez el 23 de noviembre de 2021.

La ecuación base de cualquier estudio (Campbell et al., 1997; Kothari y Warner, 2007; Martín Ugedo, 2003) sería:

$$AR_{it} = r_{it} - E(r_{it}) \quad [1]$$

Donde  $AR_{it}$  es el rendimiento anormal (*Abnormal Return* por sus siglas en inglés) para el activo  $i$  en el momento  $t$ ,  $r_{it}$  es el rendimiento obtenido por el activo  $i$  en el momento  $t$  y  $E(r_{it})$  es el valor esperado para el rendimiento del mismo activo y momento.

Así tenemos una aproximación metodológica inicial. Primero, necesitamos conocer el rendimiento real del activo tras el evento, que de manera habitual se efectúa mediante diferencias logarítmicas<sup>19</sup>. El cálculo por logaritmos facilita la transformación de una tarea multiplicativa en una sumativa, por lo que podemos sumar rendimientos anormales para obtener la rentabilidad anormal acumulada y realizar las pruebas pertinentes. Además, facilita el estudio de las series temporales, relajando algunos de los supuestos que permiten un correcto contraste de hipótesis (Campbell et al., 1997; Corrado, 2011; Corrado y Truong, 2008).

En segundo lugar, necesitamos un modelo que proporcione estimaciones de los valores esperados, es decir, que describa los rendimientos que llamamos normales. Por normales entendemos que son los que se producirían en ausencia de eventos inesperados.

Los modelos más utilizados son: el modelo de la rentabilidad media, el modelo de la rentabilidad de mercado ajustada, el modelo de mercado (Sharpe, 1963), el CAPM (Treyner, 1961; Sharpe, 1964; Lintner, 1965 y Mossin, 1966)<sup>20</sup> o el modelo de tres factores (Fama y French, 1992), entre otros. En este momento sólo vamos a enumerarlos, dejando para más adelante el debate sobre la conveniencia en la elección del modelo y del método econométrico, así como de sus limitaciones.

Obtenidos los rendimientos reales y los rendimientos esperados para los períodos de estimación y de evento, la variable a investigar es la diferencia entre ambos (el residuo,

<sup>19</sup>  $r_{it} = \ln \frac{P_{it}}{P_{it-1}}$  Donde  $\ln$  hace referencia al logaritmo natural, y,  $P_{it}$  y  $P_{it-1}$  al precio del activo en el momento  $t$  y el momento anterior, respectivamente.

<sup>20</sup> El CAPM, al desarrollarse de manera independiente por distintos investigadores, puede aparecer citado de distintas maneras dependiendo del autor/a. Por ejemplo, Binder (1998) solo cita a Sharpe y Lintner, y Fama y French (1992) añaden Black (1972) a los dos anteriores, a pesar de que sus modificaciones fueron muy posteriores. Muchos, como los anteriores y Campbell et al. (1997), no incluyen a Treynor (1961), probablemente porque su manuscrito nunca fue publicado hasta muchos años después.

en términos econométricos), ya que ante un comportamiento normal la diferencia debería ser nula. Por tanto, de la magnitud y la variabilidad del residuo dependerá la significatividad de la anomalía derivada del evento.

El análisis de residuos tiene una variante importante, que se ha denominado estudio del evento en un solo paso o única ecuación. En este caso, se introducen variables binarias ficticias (*dummies*) que representan la frecuencia escogida para el evento (normalmente días), y así el indicador de rendimiento anormal está incluido en la misma ecuación de estimación del modelo. A pesar de que la metodología para el cálculo es distinta, el resultado es equivalente, siendo el coeficiente relativo a esa *dummy* exactamente idéntico al residuo correspondiente a ese período.

En Binder (1985b) se señala que el método con variables binarias fue sugerido por primera vez por Izan (1978) y puesto en práctica en su forma multivariante por Gibbons (1980), ambos en sus trabajos de tesis doctoral. En el epígrafe siguiente se explicarán las ventajas de un método frente al otro.

A pesar de la aparente sencillez metodológica, no han dejado de producirse revisiones, ya que presenta diversos problemas que dependiendo del evento analizado tienen una mayor o menor influencia en la validez de las investigaciones.

Tal es este punto, que el desarrollo de la metodología del estudio de eventos tiene su propio recorrido histórico dentro del campo de las finanzas y la econometría. Comenzando con los llamados artículos tipo Brown y Warner, por las simulaciones realizadas por estos investigadores (1980; 1985) con el objetivo de poner la metodología a prueba, hasta sofisticaciones más recientes de métodos econométricos y test de hipótesis, como Savickas (2003) o Baixauli (2007)<sup>21</sup>.

De todos los trabajos analizados, podemos concluir que para realizar un estudio del evento apropiado hay que seleccionar un modelo económico o estadístico<sup>22</sup>, un método de estimación econométrico y unos test para el contraste de hipótesis. Y que dicha elección no es trivial en absoluto, ya que existen grandes problemas con los datos bursátiles que

---

<sup>21</sup> Otros artículos que también realizan simulaciones de eventos o revisiones bibliográficas exhaustivas son: Collins y Dent (1984), Dyckman et al. (1984), Campbell y Wasley (1993), Mackinlay (1997), Binder (1998), Corrado y Truong (2008) o Corrado (2011).

<sup>22</sup> El matiz entre económico y estadístico proviene originalmente de Campbell et al. (1997), donde hace una distinción entre aquellos modelos que tienen una teoría económica fundamentada detrás (como el CAPM) o aquellos que solo se basan en una relación estadística constatada (como el modelo de la media).

pueden, en el mejor de los casos, reducir la fiabilidad de nuestro experimento, y, en el peor, invalidar totalmente la tesis planteada.

Una vez expuesta una breve introducción, el capítulo se completa con los principales problemas derivados de esta metodología, y una propuesta para el estudio de eventos únicos (políticos y sociales), que representa el esquema general metodológico aplicado en los tres eventos analizados.

## **2. Estructura general de un estudio de eventos y principales problemas asociados.**

### **2.1. Estructura general**

Cualquier estudio de eventos se caracteriza porque las variables analizadas tienen una dimensión temporal. Originalmente, y dada la disponibilidad de los datos, la frecuencia más usada para medir rentabilidades eran los meses, pero su uso prácticamente ha desaparecido en las últimas décadas. Por lo menos, en lo que al mercado bursátil se refiere ha decaído en favor de los datos diarios, lo que presenta dos claras ventajas y un inconveniente.

La primera ventaja es que, con el mismo período que un análisis mensual, los datos para realizar estimaciones se multiplican por treinta, lo que conlleva una mejora en la robustez de los parámetros.

La segunda es que es más sencillo localizar el momento exacto donde se produce el evento y, por tanto, podemos concentrar la anomalía en un punto y evitar uno de los problemas más típicos: la coincidencia temporal de varios eventos en un solo mes (como señalan entre otros De Jong y Naumovska (2016)). A modo de ejemplo, imaginemos que nuestro estudio se centra en las ampliaciones de capital. Lo más oportuno sería analizar el día del anuncio, ya que, si cogiéramos un indicador mensual, otro evento, como un reparto de dividendos, podría haberse producido, y ambos efectos podrían interactuar, mostrando incluso una relevancia espuria.

Por último, el inconveniente principal es que los datos diarios con frecuencia se alejan más de la distribución normal que los mensuales (Dyckman et al., (1984); Brown y Warner (1985) o Mackinlay (1997)), y esto puede tener consecuencias sobre las pruebas estadísticas tradicionales.

Siguiendo con su carácter temporal, se suele escoger un período de tiempo previo al evento, que se denomina período de estimación, precisamente para estimar los parámetros del modelo escogido. De acuerdo con Mackinlay (1997), el número de sesiones necesarias es bastante arbitrario, coger pocas presenta tantos problemas como coger demasiadas, por lo que fija un número aproximado de 120 sesiones previas al evento (medio año bursátil). En la revisión de Martín Ugedo (2003) se indica que el período habitual se encuentra entre 100 y 300 días. A través de simulaciones, Corrado y Zivney (1992) establecieron que los test mostraban un deterioro cuantificable partir de un número inferior a 39 sesiones.

Al período de estimación, le sigue el período de evento, que raramente es una única observación. Normalmente se suelen coger días previos para comprobar si la nueva información ya era conocida por los agentes económicos (en ocasiones se usa incluso para saber si existía información privilegiada). De igual modo, se suelen tomar observaciones posteriores para medir cuánto dura el comportamiento anormal.

En teoría, un mercado eficiente (bajo la definición de Fama (1970)), debería reflejar toda la información pasada e incorporar de manera inmediata la nueva información. Por ello, una reacción sostenida en el tiempo puede deberse a dos causas que generan cierto debate entre académicos: bien, puede ser un síntoma de ineficiencia del mercado, o bien, puede que no haya dejado de liberarse información nueva y, por tanto, la demora sea simplemente un proceso de adaptación al nuevo escenario. De ser la segunda causa, hablaríamos más bien de una concatenación de eventos, habitual cuando hablamos de eventos políticos o sociales porque, en ocasiones, responden a procesos de una duración difícil de determinar.

Del período de evento se obtienen los rendimientos anormales, y en función del experimento se procede a su agregación temporal, transversal o ambas.

Si realizamos agregación temporal, obtendremos los rendimientos anormales acumulados (tanto en castellano como en inglés se suele utilizar *CAR* por *Cumulative Abnormal Returns*):

$$CAR_i(t_1, t_2) = \sum_{t=t_1}^{N=t_2} AR_{it} \quad [2]$$

Donde  $CAR_i(t_1, t_2)$  es el rendimiento acumulado en el período de evento que va desde  $t_1$  a  $t_2$  para el activo  $i$  y, gracias a las propiedades de los logaritmos, se consigue con la suma aritmética de los rendimientos anormales.

De la misma forma, para un grupo de activos obtendríamos el rendimiento anormal promedio (denominado  $AAR$  por *Average Abnormal Return*):

$$AAR_t = \frac{\sum_{i=1}^N AR_{it}}{N} \quad [3]$$

Donde  $AAR_t$  es el rendimiento promedio para la frecuencia  $t$  de todo el grupo de activos. De la agregación múltiple de los dos anteriores obtendríamos lo que se denomina rendimiento acumulado promedio ( $ACAR$  por *Average Cumulative Abnormal Return*):

$$ACAR(t_1, t_2) = \frac{\sum_{i=1}^N CAR_i(t_1, t_2)}{N} \quad [4]$$

Por lo general, bajo la hipótesis nula de que el evento no tiene efecto sobre los rendimientos, cualquiera de los tres estimadores anteriores ( $CAR_i(t_1, t_2)$ ;  $AAR_t$ ;  $ACAR(t_1, t_2)$ ) tiene una esperanza matemática de cero. De hecho, lo habitual es utilizar un número de períodos de tiempo distintos para comprobar durante cuánto tiempo causó efecto el suceso.

Como apunte final, una vez demostrada la anomalía en los *event studies* se suelen contrastar hipótesis adicionales sobre el origen de los rendimientos anormales. Es decir, se contrasta la relevancia de variables que el modelo no es capaz de describir y que podrían explicar el tamaño y la variabilidad de la muestra recogida.

Este tipo de análisis suele realizarse mediante regresiones de sección cruzada<sup>23</sup>, que de manera general serían:

$$CAR_i(t_1, t_2)^{24} = \alpha_0 + \sum_{m=1}^{N=M} \gamma_m * V_{mi} + \mu_i \quad [5]$$

<sup>23</sup> Existe una alternativa desarrollada por Thompson (1995) que realiza todo el análisis en una sola ecuación, introduciendo todas las variables de interés en el modelo inicial.

<sup>24</sup> Dependiendo sobre que estimador realicemos el estudio la variable dependiente también puede ser  $AR_{it}$ .

Donde  $\alpha_0$  sería la constante del modelo,  $V_{mi}$  sería el valor de la variable  $m$ , relacionada con el evento, del activo  $i$ ,  $\gamma_m$  sería el coeficiente de regresión para dicha variable y  $M$  el número de variables totales que se desea contrastar. Por último,  $\mu_i$  sería la perturbación aleatoria, cuya esperanza matemática es cero.

Así podemos obtener el peso que tiene cada variable, que creemos influyente en el proceso, dentro de los rendimientos anormales. Adicionalmente, su relevancia estadística se obtiene directamente con las desviaciones de los coeficientes  $\gamma_m$ . En este punto es importante, como señala MacKinlay (1997), utilizar desviaciones robustas ante heterocedasticidad, ya que no hay que dar por hecho que los residuos de la ecuación principal sean homocedásticos.

Con toda esta información, podríamos destacar algunos supuestos básicos que, en función de su grado de cumplimiento, conducen a que la metodología presente diferentes variantes:

- Primero, los rendimientos anormales son cero para cualquier activo y para el promedio de los mismos bajo la hipótesis nula, porque asumimos que existe un modelo capaz de describir la serie temporal de los rendimientos con una precisión adecuada.
- Segundo, los estimadores siguen una distribución normal con media cero y varianza constante ( $SD_i^2$ , por la notación inglesa habitual *Standard Deviation*):

$$AR_{it} \sim N(0, SD_i^2) \quad [6]$$

Este supuesto presenta ventajas a la hora de usar los test paramétricos.

- Tercero, las varianzas se consideran homocedásticas, tanto en la serie temporal como en la sección cruzada. Asumir constante la varianza de la serie temporal del período de estimación o la de un grupo de activos de manera transversal presenta ventajas porque no hay que realizar ningún ajuste a las volatilidades que nos proporciona cualquier método econométrico, por ejemplo, el clásico de los mínimos cuadrados ordinarios (MCO o OLS por *Ordinary Least Squares*):

$$SD_{it}^2 = SD_{it+1}^2 = SD_i^2 \quad [7]$$

$$SD_i^2 = SD_j^2 \quad [8]$$

- Cuarto, los retornos anormales de los distintos activos no están correlacionados. Es lógico pensar que las covarianzas entre activos son cero cuando ocurren en momentos distintos del tiempo:

$$cov(AR_{it}; AR_{jt}) = 0 \quad [9]$$

A continuación, se analizará cómo afecta a la investigación la violación de estos supuestos básicos, especialmente con orientación al tipo de eventos que nos ocupa: eventos de corte político y social.

## 2.2. Principales problemas metodológicos

### 2.2.1. Elección del modelo

En la introducción hemos destacado la necesidad de estimar los rendimientos normales y hemos enumerado los principales modelos. El debate sobre la conveniencia de cada modelo es una ardua tarea que ha sido ampliamente tratada en la literatura financiera y que en este epígrafe vamos a discutir, comenzando por describir cuáles son los modelos más usados y cuáles son las principales limitaciones en su implementación.

Es necesario empezar diciendo que actualmente el modelo de mercado (Sharpe (1963)) sigue siendo el modelo más utilizado en la práctica. Es complicado encontrar un artículo de finanzas donde no sea la referencia para los rendimientos anormales, aunque también es habitual utilizar más de uno, como contraste de robustez. Por citar algunas referencias recientes: Acker y Duck (2015); Davies y Studnicka (2018); Heyden y Heyden (2021); Liu et al., (2017); Oehler et al., (2017) o Schiereck et al., (2016).

La estructura del modelo de mercado sería:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i * r_{Mt} + \varepsilon_{it} \quad [10]$$

Donde  $\alpha_i$  es la constante del modelo para el activo  $i$ ,  $\beta_i$  es el coeficiente de volatilidad asociado a  $r_{Mt}$ , que es el rendimiento del mercado donde cotiza el activo  $i$ .  $\varepsilon_{it}$  es el residuo del activo  $i$  en el momento  $t$ , cuya esperanza matemática es cero.

La característica fundamental del modelo es que incorpora una tendencia para cada activo (según la sensibilidad del activo al mercado), así que asume que las rentabilidades no son estacionarias.

Los otros dos modelos más utilizados son el CAPM (Treyner, 1961; Sharpe, 1964; Lintner, 1965 y Mossin, 1966) y el modelo de tres factores (Fama y French, 1992). En los primeros estudios del evento también se solían utilizar modelos puramente estadísticos como el modelo de la media (descontar al activo su propia media para obtener los rendimientos anormales) o el modelo de la media de mercado (descontarle el promedio del rendimiento de mercado sin tener en cuenta su exposición al mismo), pero han caído en desuso en favor de modelos más elaborados.

De acuerdo con Brown y Warner (1980; 1985) no hay evidencias que justifiquen el uso de modelos más complejos que el modelo de mercado, ya que produce estimaciones al menos tan buenas como los otros. La investigación de Dyckman et al., (1984) llega a las mismas conclusiones, y las revisiones de Binder (1998) y Martín Ugedo (2003) también.

En Campbell et al., (1997) y MacKinlay (1997) se sugiere incluso que la elección del modelo es prácticamente irrelevante en el estudio de eventos. Dicho de otra forma, que las anomalías en los rendimientos son detectables a nivel estadístico con cualquier modelo.

De hecho, en los artículos citados que defienden que el modelo de mercado es el más adecuado también advierten que no parece una cuestión demasiado importante, y que dicho modelo mejora ligeramente la capacidad descriptiva comparado con los demás.

Por tanto, es un debate controvertido. En teoría, si un modelo mejora la especificación quiere decir que es más descriptivo (por ejemplo, cuantificable a través del coeficiente de determinación), y será más improbable que los test estadísticos corroboren la significatividad de los estimadores (teniendo en cuenta que son los residuos de las series temporales). Un modelo más ajustado a la realidad será más exigente determinando lo que es una anomalía.

Al otro lado, Chandra et al., (1990) revisaron los resultados de Brown y Warner (1980; 1985) concluyendo que infravaloraban la importancia del modelo ya que sus resultados se debían a la comparación de pruebas estadísticas distintas, haciendo que las conclusiones al respecto fueran inconsistentes. De acuerdo con ellos, la elección del

modelo es de suma importancia, ya que del poder descriptivo del mismo dependen también los estadísticos asociados. En aquel momento, solo comparaban tres modelos: media y los dos que tienen en cuenta el rendimiento de mercado, y los segundos eran muy superiores al primero.

Otra cuestión importante es el paulatino desuso del CAPM en los últimos años, cuando ha sido el modelo fundamental de referencia para académicos y profesionales. Primero, es necesario aclarar un punto: el CAPM sigue utilizándose y prueba de ello son artículos como Hill et al., (2019) o Wagner et al., (2018), pero se utiliza con ciertos matices. En principio, la rentabilidad de un activo (exigida y esperada si el modelo se cumple) depende de la rentabilidad de un activo sin riesgo y de la prima de riesgo de ese activo en concreto (beta del activo por rentabilidad en exceso del mercado), por lo que se proponía una constante con valor cero (de hecho, ese es el contraste habitual para validar el CAPM). Sin embargo, en su uso actual se permite la estimación de una constante (el alfa del modelo de mercado), por lo que en la práctica es como el modelo de mercado solo que utilizando las rentabilidades extra sobre el activo sin riesgo.

Según Campbell et al., (1997) es la combinación de sus duras restricciones y los descubrimientos sobre su incumplimiento sistemático lo que ha derivado en el uso del modelo de mercado, que tiene la misma base, pero unos supuestos más relajados. Martín Ugedo (2003) también recoge en su revisión conclusiones similares al respecto.

En este sentido, Gallego Merino et al., (1992) trataron de comprobar si el mercado bursátil español se había comportado como predecía el CAPM, encontrando grandes desvíos, incompatibles con la teoría del mercado en equilibrio. Más recientemente, Bastin y Hübner (2006) trataron de aplicarlo a un estudio sobre el efecto de tres eventos únicos (dos anuncios políticos y uno científico) en el sector de la biotecnología, sugiriendo también que no era un modelo apropiado para el estudio de eventos.

De manera más general, existe cierto consenso (aunque no es un debate cerrado<sup>25</sup>) en que este modelo ha fallado a la hora de explicar el comportamiento de los inversores y, consecuentemente, el de los rendimientos bursátiles (Fama y French (1992;1996)).

Es precisamente la búsqueda de respuestas a las anomalías que el CAPM no era capaz de explicar lo que condujo al modelo de tres factores de Fama y French (1992; 1993), y a

---

<sup>25</sup> Ver Ray et al., (2009).

desarrollos posteriores con la introducción de un cuarto (Carhart, 1997) e incluso quinto factor (Fama y French, 2015).

El modelo de tres factores añade como factores de riesgo una prima a las empresas pequeñas sobre las grandes y otra a las firmas con una mejor relación valor contable-valor bursátil, además incorpora una constante no necesariamente igual a cero, dadas las críticas al CAPM, y consigue describir con una mayor precisión los rendimientos bursátiles. Así, tendríamos:

$$r_{it} - rf = \alpha_i + \beta_{1i} * (r_{Mt} - rf) + \beta_{2i} * SMB_t + \beta_{3i} * HML_t + \varepsilon_{it} \quad [11]$$

Los coeficientes de volatilidad ahora se encuentran numerados porque representan la sensibilidad a las tres primas distintas:  $(r_{Mt} - rf)$ , donde  $rf$  representa la tasa libre de riesgo;  $SMB_t$  es el factor que hace referencia a *Small Minus Big* y  $HML_t$  a *High Minus Low*.

Los dos nuevos factores se añadieron por la constatación estadística de su existencia, ya que la sensibilidad a la prima de mercado no es capaz de explicar otros hechos estilizados, así su principal virtud (la estadística) es también la principal fuente de críticas, a saber, que el modelo no se sustenta sobre la base de la teoría económica.

Con relación a su uso, Fama y French (1993) recomiendan incorporarlo a los *event studies* como modelo de referencia, especialmente cuando la intención sea aislar el efecto en la firma.

Como reflexión final, el problema no parece ser tan grave como otros que serán comentados más adelante. Así, la elección de uno u otro modelo no invalidará la investigación, pero es cierto que tampoco hay excusas para no utilizar el modelo más descriptivo. Es posible que una anomalía (entendida como relevancia estadística) deje de serlo utilizando un modelo superior, y aquello que diagnosticábamos como “efecto del anuncio” en realidad quede explicado dentro del modelo.

Por otro lado, una crítica que es transversal a todos los modelos es el problema de la contratación no sincrónica. La causa de la misma radica en la falta de liquidez, y puede provocar parámetros sesgados (por ejemplo, la beta del modelo de mercado), ya que las perturbaciones del momento  $t$  podrían repercutir en el momento  $t+1$ .

Sin embargo, aunque podría ser un problema grave, distintos estudios muestran que las modificaciones realizadas a los modelos para solventarlo no son necesarias, ya que apenas repercuten en la significatividad de los resultados (Brown y Warner, 1985; Dyckman et al., 1984). Entre las causas puede estar el propio sesgo de la muestra, que normalmente conduce a analizar los activos más líquidos (se suelen eliminar de la muestra los activos con exceso de rendimientos iguales a cero (Corrado y Truong, 2008)), y también el incremento de la negociación en general, que ha provocado un aumento generalizado del volumen diario en prácticamente todos los mercados financieros.

Por último, también es necesario realizar una reflexión acerca del modelo elegido cuando los eventos tratados son eventos únicos. Estos afectan a todos los activos al mismo tiempo, afectando así a la cartera de mercado, y resulta que los modelos descritos utilizan el rendimiento del mercado o la prima de riesgo como factor determinante (excepto los modelos más antiguos como el de la media). Es necesario tomarlo en cuenta, ya que, frecuentemente, los rendimientos anormales promedio en la sección cruzada resultarán cercanos a cero y no significativos estadísticamente, cuando realmente el evento es significativo a nivel económico.

Por eso, consideramos de vital importancia un análisis más pormenorizado, lo que nos lleva a realizar estudios por sectores, o incluso ir al detalle empresa por empresa. En este contexto, la dispersión de los rendimientos cobra un papel más relevante incluso que la propia anomalía. Así, también es habitual explicar la dispersión mediante el estudio transversal, especialmente con variables que tengan que ver con el evento en cuestión.

### 2.2.2. *Normalidad en la distribución de los rendimientos anormales*

Como hemos comentado, los rendimientos accionariales rara vez muestran una distribución normal cuando usamos de datos diarios. La evidencia sugiere que más bien presentan una distribución leptocúrtica, con exceso de valores entorno al cero y colas más anchas de lo normal (ver Dufour et al., 2003 o Plerou et al., 2001).

Por tanto, dilucidar en qué grado dicha distribución afecta al estudio de eventos es una pregunta habitual en la literatura. Primero, es necesario aclarar que son los rendimientos brutos los que se alejan de la distribución normal, pero los rendimientos anormales dependerán del modelo usado, entre otros factores. Segundo, calcular los rendimientos de forma logarítmica ayuda a relajar el supuesto de normalidad (Corrado y Truong, 2008).

El punto de partida es que la mayoría de las pruebas usadas para el contraste de hipótesis son paramétricas. Atendiendo a la definición de Eddington (2015), este tipo de pruebas parten de una distribución conocida, que en concreto suele ser la normal, y si la serie temporal no la sigue, tendremos un problema porque los estadísticos no serán fiables. Este inconveniente es grave porque si se asume una distribución errónea los parámetros de lo que se considera estadísticamente significativo no son ciertos, y la relación entre media y desviación típica no es la prevista.

De acuerdo con Dyckman et al., (1984), con un simple t-test la no normalidad apenas altera los resultados que se obtendrían bajo normalidad. En la misma línea, Brown y Warner (1985) sugieren que, aunque frecuente, prácticamente desaparece en un set lo suficientemente grande de rendimientos agregados de manera transversal.

Una de las principales críticas a estos estudios es que en aquel momento se centraban en el NYSE<sup>26</sup>, que era el mercado más grande y líquido del mundo, por lo que podría ser que la falta de liquidez de otros mercados y activos afectase más severamente a los test. Campbell y Wasley (1993) así lo certifican para una serie de acciones del NASDAQ, que era menos líquido a principios de los noventa. En concreto, comprobaron que la hipótesis nula se rechazaba en exceso, sobrevalorando la importancia de los eventos.

El debate sigue vigente, por ejemplo, Mackinlay (1997) volvió a defender años más tarde que era un problema menor en muestras grandes. Sin embargo, Corrado (2011), en la que puede ser la última gran revisión metodológica, sugiere que, en ciertos mercados emergentes y con un volumen más irregular, podría suponer un verdadero inconveniente.

Si se considera un inconveniente, lo habitual es usar test que no partan de una distribución dada, es decir, no paramétricos. Son muchas las pruebas que se han diseñado, pero sin duda sigue dominando el test de rangos que planteo Corrado (1989), y usualmente, la modificación que plantearon Corrado y Zivney (1992). En distintos estudios y revisiones (Campbell y Wasley, 1993; Corrado, 2011; Corrado y Truong, 2008 o Martín Ugedo, 2003) son estas pruebas las que presentan una mayor fiabilidad.

A pesar de esto, parece que son los investigadores los que deben realizar una evaluación de su propio experimento para ver cuál es la relación coste-beneficio de arreglar dicho problema, porque podría deteriorar otro. Por ejemplo, el test de rangos (Corrado, 1989)

---

<sup>26</sup> *New York Stock Exchange.*

parece no ser tan efectivo cuando se quieren contrastar retornos anormales acumulados durante períodos largos, y la mejora de algunos test paramétricos es tan grande que compensa su uso (Kolari y Pynnönen, 2010).

Como conclusión, parece necesario analizar los posibles problemas que pueda provocar nuestro evento para decidir si merece la pena la aplicación de pruebas no paramétricas. En los siguientes epígrafes analizaremos los principales problemas: los relacionados con la varianza y las covarianzas.

### 2.2.3. Problemas relacionados con la varianza

Cuando los errores de estimación no son constantes hablamos de heterocedasticidad. Normalmente, en la estimación de los rendimientos existen períodos con incremento de la varianza, en ocasiones permanente, en este caso hablaríamos de heterocedasticidad en la serie temporal. Además, es posible que la varianza se incremente en el propio período analizado, por lo que si usamos los datos del período de estimación estaríamos infravalorándola. Dada la naturaleza de los *event studies*, también es frecuente que la varianza no sea constante entre los distintos activos, hablaríamos de heterocedasticidad en la sección cruzada.

La existencia de heterocedasticidad afecta a los dos test clásicos: t-test y test de sección cruzada. El primero asume que la desviación típica de un activo o cartera es constante en el tiempo, y el segundo asume que es idéntica entre los distintos activos.

Podríamos diferenciar entre métodos econométricos que controlan los cambios en la varianza y test que realizan la misma función. En las últimas décadas, se han desarrollado métodos que introducen varianzas condicionadas tratando de describir las series temporales lo más ajustadamente posible. El más famoso continúa siendo el *Generalized AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity* (GARCH) desarrollado por Bollerslev (1986) a partir del trabajo de Engle (1982).

Básicamente, el GARCH estima la varianza actual condicionada a un número de varianzas anteriores (autorregresivo) y perturbaciones de la ecuación de la media, también anteriores. La familia de los ARCH ha sido ampliamente incorporada a las finanzas, ya

que parece ser que muchos activos sufren incrementos permanentes en las varianzas a lo largo del tiempo.<sup>27</sup>

En cuanto al estudio del evento, Brockett et al., (1999) fueron los primeros en incorporarlo a la metodología, estimando un modelo de mercado con varianza condicionada. Sin embargo, dicha modificación no soluciona el incremento en la varianza durante el evento<sup>28</sup>, que representa un problema mucho mayor.

De este problema se hace cargo Savickas (2003), y propone la incorporación de un GARCH (1, 1) a una estimación en un solo paso (con variables binarias ficticias), permitiendo el aumento de la varianza en el evento y además que sean distintas entre activos. En el mismo artículo se defiende que en condiciones normales, la prueba propuesta es mejor que las paramétricas y no paramétricas estándar. En la misma línea, también es destacable el trabajo de Baixauli (2007), que propone nuevos test basados en el *bootstrapping*<sup>29</sup> para muestras pequeñas.

Otra opción que también es usada frecuentemente es introducir una variable en la ecuación de la rentabilidad que controle explícitamente los cambios en la volatilidad. Es decir, añadir como factor de riesgo las propias modificaciones en la varianza. Para ello, suelen usarse los índices de volatilidad (también conocidos como índices del miedo), cuyo origen se encuentra en el VIX (*Chicago Board Options Exchange Market Volatility Index*). Suelen calcularse a partir de la volatilidad implícita de las opciones sobre el mercado que corresponda, obtenidas del modelo Black-Scholes (Black y Scholes, 1973) para un período de 30 días.

El incremento del índice VIX está fuerte y negativamente relacionado con el índice S&P500 (Goodell y Vähämaa, 2013) o con el S&P ASX australiano (Smales, 2016), y probablemente con la mayoría de los índices del mundo. Por ejemplo, Hill et al., (2019) lo usan como variable de control en un estudio sobre el *Brexit*.

En el mercado español tenemos el equivalente VIBEX (haciendo referencia a volatilidad e IBEX 35) que confecciona Bolsas y Mercados Españoles, y, de acuerdo con González-

---

<sup>27</sup> En Campbell et al., (2001), se demuestra el aumento del riesgo propio en los activos en el último tercio del siglo XX, que ha conducido a un modelo de mercado menos descriptivo y a que se necesiten muchos más activos en una cartera para que esté bien diversificada.

<sup>28</sup> El método estándar es en dos pasos. Por tanto, aunque se use varianza condicionada, la varianza del período de evento solo coge datos de las estimaciones del período previo.

<sup>29</sup> *Bootstrap* podría ser definido como remuestreo de alta frecuencia, y especialmente útil en datos que se alejan de la distribución normal. Ver Efron (1979).

Perez y Novales (2009) tiene también una relación negativa con el índice del mercado español y es tan buen predictor de los rendimientos como la propia varianza histórica.

Lógicamente, no es tan preciso como estimar un modelo autorregresivo donde literalmente estamos estudiando las innovaciones sobre la varianza del activo, pero si la intención es descontar del rendimiento anormal del activo el efecto que haya podido tener un incremento en la volatilidad en general (como puede ocurrir en los eventos que afectan a la totalidad del mercado) resulta una opción adecuada.

A pesar de la existencia de estos métodos, Martín Ugedo (2003) destaca que el problema no reside tanto en la heterocedasticidad de cada activo, si no en la transversal y en la varianza inducida por el evento. No tener en cuenta el último, podría suponer detectar unos niveles de significatividad espurios bajo la hipótesis nula (Binder, 1998; Boehmer et al., 1991; Brown y Warner, 1985; Corrado y Truong, 2008).

Quizás por ello siga siendo el test paramétrico de Boehmer, Musumeci y Poulsen (1991) uno de los más usados en la práctica. Con una sencillez superior a los no paramétricos y a los de remuestreo, estandariza los rendimientos anormales de cada activo y los utiliza para estimar una varianza transversal, dejando de depender de la del período de estimación.

Por último, existe una discusión, muy poco tratada en la literatura, sobre la importancia de la heterocedasticidad. En principio, es uno de los problemas que casi todos los investigadores destacan, y así lo han recogido en muchos artículos desde los años ochenta.

Sin embargo, esta importancia, sobre todo la de la varianza inducida por el propio evento, se debe en gran parte a que el estudio de eventos ha venido utilizándose mayoritariamente para el análisis de sucesos puramente corporativos.

Por ejemplo, cuando se analiza el efecto de los dividendos sobre el valor de la firma, la muestra se compone de anuncios de dividendos en muchos momentos distintos, incluso pueden estar separados por años. Cada uno es un evento independiente entre sí, y puede que la varianza inducida por el mismo sea completamente distinta de uno a otro. En este formato típico, es importante obtener el efecto en los rendimientos de la manera más neta posible, libre de cualquier efecto que pueda ser circunstancial porque normalmente la intención es extrapolar las conclusiones obtenidas de la muestra al conjunto de la

población. Es decir, tomamos una muestra lo más amplia posible para extender nuestros resultados a las futuras observaciones.

Ahora bien, como se recoge en Corrado (2011) (y es en la única revisión metodológica en la que se discute este punto) existen otro tipo de eventos en el que no aplica el mismo razonamiento y afecta a la importancia de realizar ajustes a la varianza. En concreto, son los eventos únicos en los que la muestra constituye toda la población.

Por ejemplo, Calvo-González (2007) examina el efecto que tuvo sobre los rendimientos el Pacto de Madrid de 1953 durante la dictadura franquista, aquí el efecto es directamente observable en la muestra, ¿por qué íbamos a realizar ajustes por la varianza inducida si no existe otro evento igual que forme parte de la población examinada para comparar o extrapolar? No tiene sentido porque no va a volver a ocurrir un pacto entre el gobierno de la dictadura y el de Estados Unidos.

Es por ello por lo que la elección del método de estimación y de los test en relación con la varianza dependerá directamente del tipo de evento y de cuál sea el contraste de hipótesis requerido, ya que normalmente se precisa contrastar si el promedio de los rendimientos anormales de toda la muestra es distinto de cero, pero no tiene por qué ser siempre así. Por ejemplo, en el estudio de eventos políticos puede resultar también interesante analizar la influencia valor por valor porque el promedio puede resultar no significativo si el mercado está polarizado.

#### *2.2.4. Problemas relacionados con las covarianzas*

Sin duda, el papel que juegan las covarianzas entre activos es uno de los problemas menos abordados en la literatura financiera. De hecho, hasta Kolar y Pynnönen (2010) no existía ningún test que específicamente tratase de solucionar este problema.

El origen de este descuido voluntario está en el mismísimo artículo de Fama et al., (1969), donde ya se establecía como supuesto que los rendimientos anormales estaban no correlacionados transversalmente. Esto repercutía positivamente en la sencillez del procedimiento, y parecía plausible dado que los eventos se producen en distintas fechas. Esto es así en la mayoría de los estudios del evento. Siguiendo con el ejemplo de los dividendos, si la empresa A anunció el reparto en enero y la empresa B en febrero del año siguiente, ¿por qué iban a estar esos rendimientos correlacionados?

Tanto es así, que en Brown y Warner (1985) se defiende que ajustar la dependencia transversal es recomendable en muy pocas ocasiones y que puede tener más costes que beneficios. Otro artículo de referencia (Beaver, 1981) señala que como la mayoría de los estudios extraen los residuos de períodos no solapados este inconveniente no debería importarnos.

No obstante, si tenemos varios eventos que ocurren a la vez para distintos activos, o un evento que les afecta simultáneamente, cabe preguntarse si es razonable aceptar el supuesto de correlación cero. Así Collins y Dent (1984) realizaron un análisis similar al de Brown y Warner (1985), tratando de evaluar la magnitud de los errores de inferencia que podían producirse. Al contrario que ellos, determinaron que podía llegar a afectar muy severamente si existía agrupación temporal y/o sectorial, eventualidad que surge en la práctica totalidad de eventos políticos y sociales.

Si existe una correlación significativa y positiva (como suele ocurrir en momentos de contagio financiero), asumir este supuesto conllevaría que las desviaciones típicas usadas para determinar la significatividad del evento estarían menospreciando el valor real de la varianza, y así sobre rechazando la hipótesis nula de que el anuncio no produjo efecto (aumentando la posibilidad de cometer errores de tipo I).

A pesar de que en la mayoría de las revisiones (sobre todo las más antiguas) se trata como un conflicto menor, tampoco se dejó de lado y gracias al estudio de eventos regulatorios (normalmente la aprobación de leyes) fue imponiéndose una metodología común que solucionase el problema.

En general, se trata de modelos de ecuaciones multivariantes, normalmente estimadas por mínimos cuadrados generalizados (MCG o *Generalized Least Squares* (GLS) en inglés) donde se estima una ecuación distinta para la serie temporal de cada activo, pero de manera simultánea. Así, la matriz de covarianzas es distinta de cero y los test de hipótesis conjuntas la tienen en cuenta. Como se defiende en Collins y Dent (1984), este método además tiene de valor añadido que controla las propias diferencias entre las varianzas de los activos. Bajo las circunstancias descritas, los test se demostraron más robustos que el de los residuos estandarizados de Patell (1976) o el de los *portfolios* de Jaffe (1974), que en aquel entonces eran los habituales.

Otra referencia en este sentido es Binder (1985b) donde se especifica cuándo y cómo usar modelos de ecuaciones simultáneas para estudios del evento, y donde se comenta que el primero en sugerirlo para eventos regulatorios fue Gibbons (1980).

En revisiones más recientes, Binder (1998) y Martín Ugedo (2003) coinciden en que, en el caso de agrupación temporal y eventos únicos, es adecuado usar este tipo de modelos. Aunque ambos subrayan que no existe ninguna ganancia en eficiencia (es decir, los estimadores deben ser idénticos a los que se obtienen por MCO), pero sí la tiene en el contraste de hipótesis conjuntas.

Este tampoco es un debate cerrado, Kolari y Pynnönen (2010) propusieron el primer test paramétrico que abordaba este problema explícitamente. En concreto, propusieron dos: un ajuste al test de Patell (1976) y un ajuste al test de Boehmer et al., (1991). En el mismo artículo realizaban simulaciones y concluían que las pruebas con sus ajustes superaban a las paramétricos y no paramétricas previas, para períodos cortos<sup>30</sup> y largos.

De nuevo en Kolari y Pynnönen (2010), se realizó un metaanálisis de investigaciones donde existiera agrupación temporal durante el período 1980-2007, que arrojó unas conclusiones sorprendentes: 27 estudios realizaron test no paramétricos (cuando en Corrado y Truong (2008) se reconoce que ni el de rangos, ni signos, ni *bootstrap* sirven si existe simultaneidad); 55 utilizaron el método de las carteras de Jaffe (1974) (cuando ya en Collins y Dent (1984) demostraron la superioridad de estimar mediante MCG, y en el mismo Kolari y Pynnönen (2010) especifican que es subóptimo comparado con las alternativas) y solo 16 usaron MCG.

Una vez desglosados los principales problemas metodológicos, está claro que no existe una solución única y cada investigación requiere de un diseño específico, que dependerá, como se indica en Martín Ugedo (2003), de un análisis esfuerzo-recompensa.

A continuación, se expondrá la propuesta metodológica general, justificando los puntos aquí descritos, que debe servir para su aplicación específica en eventos político-sociales de cualquier ámbito.

---

<sup>30</sup> Para períodos cortos, el test de rangos de Corrado y Zivney (1992) que modifica el original de 1989 era al menos tan bueno como el ajustado.

### **3. Propuesta metodológica para el estudio de eventos únicos con impacto político y social en el mercado de capitales**

A lo largo del siguiente punto vamos a explicar nuestra propuesta metodológica para el estudio de eventos únicos (en el sentido de que son irrepetibles), especialmente políticos y sociales, que puedan afectar al mercado de capitales.

Como se ha tratado, existe un gran bagaje metodológico y una casuística similar se puede resolver de diversas formas, pero creemos que el diseño que nosotros proponemos es el que presenta mayores beneficios y menores riesgos por las diversas razones que se expondrán a continuación.

Por ello, en este punto se describe la metodología común en los tres *event studies* que componen esta tesis doctoral, sin ser óbice de que en cada uno de los análisis se introduzcan las especificaciones necesarias.

#### **3.1. Aplicación del sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas**

El método que se propone en este epígrafe está basado en Binder (1985a; 1985b) y en menor medida en Karafiath (1988). El primero ya ha sido citado en varias ocasiones, y presenta un caso concreto de *event study* en un solo paso y con un modelo de ecuaciones simultáneas (MES) llamado ecuaciones aparentemente no relacionadas o *seemingly unrelated regressions* (SUR), desarrollado originalmente por Zellner (1962) y Theil (1971). Karafiath (1988) realizó un artículo de orientación puramente didáctica explicando cómo introducir *dummies* con datos de frecuencia para realizar estudios del evento en un solo paso.

Un MES estima todas las ecuaciones para los distintos activos de manera simultánea, obteniendo así la matriz correspondiente de varianzas y covarianzas. Además, en cada una de las ecuaciones se incorporan variables ficticias con los días considerados evento, uniendo así el período de estimación y evento en uno solo. Así, utilizando el modelo de mercado como referencia tendríamos:

$$\begin{aligned}
 r_{1t} &= \alpha_1 + \beta_1 * r_{Mt} + \sum_{j=X}^{N=Y} \delta_{1j} * D_{jt} + \varepsilon_{1t} \\
 r_{2t} &= \alpha_2 + \beta_2 * r_{Mt} + \sum_{j=X}^{N=Y} \delta_{2j} * D_{jt} + \varepsilon_{2t} \\
 &\dots \\
 r_{nt} &= \alpha_n + \beta_n * r_{Mt} + \sum_{j=X}^{N=Y} \delta_{nj} * D_{jt} + \varepsilon_{nt}
 \end{aligned}
 \tag{12}$$

Expresado de esta forma tenemos n ecuaciones para n activos financieros, permitiendo que los estimadores de rendimientos anormales difieran para cada firma. Por tanto, tendríamos  $\delta_{ij}$  como rendimiento anormal del activo i para el suceso j. Este coeficiente es el rendimiento extra obtenido durante el día t donde se produjo el anuncio j, representado por  $D_{jt}$ , que es igual a uno durante el suceso j y cero para cualquier otra observación. El resto de los parámetros son los del modelo de mercado que ya han sido descritos anteriormente.

Mediante esta técnica  $\delta_{ij}$  es exactamente equivalente a  $AR_{it}$  descrito anteriormente (Karafiath, 1988). Nótese que la perturbación  $\varepsilon_{it}$  será cero desde X hasta Y (número de observaciones evento).

Expresado de forma matricial, tendríamos que:

$$\begin{pmatrix} \underline{r_1} \\ \underline{r_2} \\ \vdots \\ \underline{r_n} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \overline{X} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \overline{X} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \overline{X} \end{pmatrix} * \begin{pmatrix} \underline{\beta_1} \\ \underline{\beta_2} \\ \vdots \\ \underline{\beta_n} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \underline{\varepsilon_1} \\ \underline{\varepsilon_2} \\ \vdots \\ \underline{\varepsilon_n} \end{pmatrix}
 \tag{13}$$

Donde  $\underline{r_i}'$  es el vector  $1 * T$  de rentabilidades ( $r_{i1}, r_{i2} \dots r_{iT}$ ),  $\overline{X}$  es una matriz  $K * T$  de variables independientes,  $\underline{\beta_i}$  es el vector  $K * 1$  de coeficientes asociados a esas variables y  $\underline{\varepsilon_i}$  es el vector  $T * 1$  de perturbaciones.

La matriz de varianzas y covarianzas correspondiente a  $\underline{\varepsilon}_i$  es:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1n} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \cdots & \sigma_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{n1} & \sigma_{n2} & \cdots & \sigma_n^2 \end{pmatrix} \otimes I \quad [14]$$

La expresión  $\Sigma$  denota la matriz de varianzas de tamaño  $n * n$  (no es casual, ya que  $\Sigma$  es la mayúscula de sigma  $\sigma$ ).  $\sigma_i^2$  y  $\sigma_{is}$  son las expresiones habituales para varianza y covarianza, en este caso de los residuos de la ecuación para el activo  $i$  y de la relación entre los del activo  $i$  y  $s$ .  $\otimes$  es la notación habitual para el producto de Kronecker (ver Zellner (1962)) que multiplica a la matriz identidad  $I$  de tamaño  $T * T$ .

Este es un caso concreto de ecuaciones aparentemente no relacionadas en el que todas las variables explicativas son iguales en todas las series temporales de los rendimientos de las acciones, de uno hasta  $n$ , y todas las ecuaciones se estiman por MCG de manera conjunta.

Para comprobar si las covarianzas son distintas de cero se realiza un contraste de Breusch-Pagan de diagonalidad de la matriz de covarianzas, con distribución asintótica chi cuadrado ( $\chi^2$ ) con  $\frac{n*(n-1)}{2}$  grados de libertad. Todos los casos de estudio expuestos aquí sufrían de agrupación temporal, por lo que en todos se rechazó la hipótesis nula de diagonalidad al máximo grado de confianza.

Bajo este marco,  $\delta_{ij}$  es el estimador de los rendimientos anormales para el activo  $i$  en la observación del evento  $j$ . Y los CAR tendrán la siguiente forma (equivalente a la explicada en el punto anterior):

$$CAR_i(t_1, t_2) = \sum_{j=t_1}^{N=t_2} \delta_{ij} \quad [15]$$

A partir de los dos estimadores, podemos realizar los siguientes contrastes de hipótesis:

- 1) La rentabilidad anormal promedio en  $j$  es cero:

$$H_0 = \frac{1}{n} * \sum_{i=1}^{N=n} \delta_{ij} = 0 \quad [16]$$

- 2) La rentabilidad anormal acumulada promedio de  $t_1$  a  $t_2$  es cero:

$$H_1 = \frac{1}{n} * \sum_{i=1}^{N=n} \sum_{j=t_1}^{N=t_2} \delta_{ij} = \frac{1}{n} * \sum_{i=1}^{N=n} CAR_i(t_1, t_2) = 0 \quad [17]$$

- 3) Todas las rentabilidades anormales en  $j$  son cero:

$$H_2 = \delta_{ij} = 0 \forall i \quad [18]$$

- 4) Todas las rentabilidades anormales son cero:

$$H_3 = \delta_{ij} = 0 \forall i, j \quad [19]$$

- 5) Todas las rentabilidades anormales acumuladas de  $t_1$  a  $t_2$  son cero:

$$H_4 = \sum_{i=1}^{N=n} CAR_i(t_1, t_2) = 0 \forall i \quad [20]$$

Estas cinco serían las hipótesis clásicas de detección de anomalías. Es decir, contrastes partiendo de la hipótesis de que los residuos, sus promedios y valores acumulados deberían ser cero.

Adicionalmente, en algunas investigaciones es interesante añadir una sexta hipótesis:

- 6) La rentabilidad anormal del activo  $i$  es igual a la del activo  $s$  en  $j$ :

$$H_5 = \delta_{ij} = \delta_{sj} \quad [21]$$

Puede diseñarse para contrastar la igualdad entre dos activos o carteras en  $j$ , o bien durante el período de evento de  $t_1$  a  $t_2$ , así como sobre valores promedio de un grupo de activos sobre otros.

Realizamos especial hincapié en la última hipótesis ya que cobra especial interés en los eventos de corte político y social. Esto es así debido a que provocan una fuerte dispersión en los rendimientos porque las firmas y sectores tienen distintos intereses en juego, por lo que encontramos una muestra polarizada con un grupo de activos beneficiado y otro perjudicado por el evento. Buenos ejemplos al respecto son la victoria de Donald Trump (Wagner et al., 2018), el *Brexit* (Hill et al., 2019 o Oehler et al., 2017) o el referéndum de independencia de Escocia (Acker y Duck, 2015).

Los test para contrastar cualquiera de las hipótesis se realizan mediante restricciones lineales múltiples de los coeficientes  $\delta$  con distribución F (F-test asintótico).

Por otro lado, estimar individualmente los valores para cada activo y en un solo paso, permite observar en detalle el comportamiento de cada empresa, como señala Martín Ugedo (2003). Cuando estimamos el MES obtenemos de manera automática no solo los coeficientes para cada  $j$  y cada empresa, también las desviaciones típicas ajustadas de cada uno de ellos y el t-test asociado, que contrasta la hipótesis nula de que  $\delta_{ij}$  es distinto de cero con respecto a su propia serie temporal.

Entre otras ventajas, nos permite saber en qué proporción el suceso  $j$  resultó significativo entre los activos de la muestra, teniendo una estimación adicional de la importancia de ese evento, ya que es posible que de manera conjunta no sea significativo, pero sí en la serie temporal de muchos activos.

La aplicación de esta metodología, como se ha tratado en epígrafes anteriores, reporta diversas ventajas, principalmente que obtenemos los estimadores de rendimientos anormales en un solo paso, que permite un trato pormenorizado de los activos, que tiene en cuenta la existencia de covarianzas distintas a cero y, por último, que permite el contraste de hipótesis conjuntas.

Debido a que los eventos políticos y sociales afectan a todos los activos de forma simultánea, el principal problema metodológico es la correlación cruzada, por ello cualquiera de los métodos clásicos que asumen que la matriz de varianzas de los residuos

es diagonal llevaría a una mala especificación de las pruebas, y así a un contraste de hipótesis erróneo.

Sin embargo, este no es el único motivo para elegir nuestra metodología, ya que podríamos ajustar las pruebas para controlar la correlación cruzada como proponen Kolari y Pynnönen (2010; 2011). Otro motivo fundamental es que permite llevar a cabo las hipótesis conjuntas número tres, cuatro, cinco y seis, recogidas anteriormente. Como ya se ha comentado, en un evento único resulta de gran utilidad porque las hipótesis sobre los promedios podrían infravalorar la significatividad del evento dada la dispersión de los rendimientos.

En esta tesis se rescata el método de ecuaciones aparentemente no relacionadas para poner en valor su utilidad. No se pone en tela de juicio que existan otros métodos que proporcionen resultados fiables, si no que se establecen los beneficios que reporta.

Actualmente, vivimos una época de alta incertidumbre política<sup>31</sup> y son muchos los eventos que han sacudido los mercados financieros. Realizando una sencilla búsqueda en la base de datos *ScienceDirect* encontramos que entre el año 2000 y 2005 se publicaron 951 *event studies* relacionados con el riesgo político, entre 2006 y 2010 fueron 1.485, 2.325 entre 2011 y 2015, y 3.575 entre 2016 y 2020, alcanzando el récord de 1.235 solo en 2021<sup>32</sup>. Por ello, proponemos un esquema metodológico como punto de partida para realizar los análisis de eventos que se encuentren en la intersección disciplinar de lo político y social con lo económico y financiero.

### 3.2. Modelos utilizados para los rendimientos normales

Anteriormente hemos debatido la conveniencia de uno u otro modelo, desarrollando la polémica existente en la literatura sobre si merece la pena una mayor complejidad de los mismos. En este sentido, y siguiendo la corriente de literatura dominante, el modelo común a los tres estudios es el de mercado. El sistema de ecuaciones descrito sería para cualquier activo individual:

---

<sup>31</sup> Como corrobora el índice EPU a nivel mundial y en casi todos los países en los que se elabora. <https://www.policyuncertainty.com/index.html>. Último acceso: 21/12/2021.

<sup>32</sup> La búsqueda fue realizada en <https://www.sciencedirect.com/> utilizando la búsqueda avanzada con los términos “event study AND political risk AND stock returns”. Consultado por última vez el 21 de diciembre de 2021.

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i * r_{Mt} + \sum_{j=X}^{N=Y} \delta_{ij} * D_{jt} + \varepsilon_{it} \quad [22]$$

El modelo debe adaptarse al ámbito de estudio, así el rendimiento de mercado es el del mercado español para el análisis del *procés*, el del mercado europeo para el estudio sobre la ultraderecha y el del mercado mundial para el de la pandemia COVID-19. Adicionalmente y en medida de lo posible, se utilizan índices estandarizados (ponderados por capitalización) y equiponderados, computados manualmente, dadas las mejoras en la especificación que aportan estos últimos, como destaca Corrado (2011).

La intención es aislar todo lo posible el efecto del evento en cuestión, así que el modelo debe ser lo más descriptivo posible, prestando atención a cuestiones estadísticas, como la relevancia de la autocorrelación de la variable dependiente, así como la dependencia de términos del rendimiento de mercado anteriores. En estos casos encontramos un modelo de mercado ampliado con uno o ambos términos regresivos, siendo especialmente importante cuando se analizan mercados de países en vías de desarrollo, como en el estudio sobre el coronavirus.

Como test de robustez, y atendiendo a las recomendaciones de Fama y French (1992), hemos utilizado el modelo de tres factores, cuando la disponibilidad de los datos lo ha permitido. Como ya se ha descrito anteriormente, este modelo toma las rentabilidades en exceso sobre la tasa de libre de riesgo, y añade los factores de riesgo sobre el tamaño y la ratio valor contable-valor bursátil.

### 3.3. Otras cuestiones sobre la estimación de los rendimientos anormales

A continuación, vamos a tratar otros aspectos importantes relacionados con la metodología, en concreto: la volatilidad inducida, los períodos de estimación y la incertidumbre en torno al día del anuncio.

#### 3.3.1. La volatilidad inducida:

Históricamente, la varianza inducida ha sido un tema central en la literatura. Este problema justifica trabajos como el de Boehmer et al., (1991), y se ha tratado de controlar con t test ajustados como el de ese artículo o test no paramétricos, sobre todo el de Corrado y Zivney (1992), porque eran menos sensibles a su existencia.

Sin embargo, la volatilidad que induce el propio evento no tiene que ser un problema si la muestra del evento representa la población total (Corrado, 2011), característica implícita en todos los eventos únicos. Por este motivo, aquí no se trata como una cuestión de obligado control metodológico y no aplicamos corrección ni al t test ni al F test expuestos anteriormente. De hecho, es seguro que existe dicha volatilidad y en un grado muy alto, al ser sucesos que tienen un gran impacto en el riesgo, tanto propio como sistemático.

Ahora bien, descontar la sensibilidad a la volatilidad del mercado de cada activo, con la intención de observar cómo afecta a los rendimientos anormales, resulta interesante como test de robustez. De esta forma, descartamos que la significatividad de los rendimientos se deba únicamente a la volatilidad que el evento provoca en el mercado.

Para ello, introducimos en el modelo de rendimientos normales las primeras diferencias de los conocidos índices de volatilidad (los índices que se basan en la metodología del VIX). La forma de introducirlos está basada en la que aplican González-Perez y Novales (2009) para el índice de volatilidad del mercado español. Por consiguiente, el contraste se realiza directamente con la modificación del modelo, que para el de mercado sería:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i * r_{Mt} + \lambda_i * \nabla VIndex_t + \sum_{j=X}^{N=Y} \delta_{ij} * D_{jt} + \varepsilon_{it} \quad [23]$$

Donde  $\nabla VIndex_t$  es la primera diferencia del índice de volatilidad usado y  $\lambda_i$  es la sensibilidad del activo i a dicho índice, con relación inversa volatilidad-rendimiento.

### 3.3.2. Los períodos de estimación:

Otro aspecto fundamental es la determinación del número de sesiones con las que se estimarán los parámetros de nuestro MES, una cuestión un tanto arbitraria porque coger sesiones en exceso presenta tantos problemas como coger muy pocas, como discutimos en el punto anterior.

Además, existe otro problema y es que, si el período de estimación coincide con un período de comportamiento anormal para ese activo, los parámetros que obtendremos no son en realidad los que determinan sus rendimientos “normales”, entendidos como los que debería obtener el activo fuera del evento que intentamos analizar. Aunque también

es cierto que este problema no resulta tan relevante si la muestra es lo suficientemente grande, circunstancia totalmente necesaria en un estudio de eventos político o social.

En este sentido, en cualquiera de los eventos se intenta que los activos tengan un mínimo de sesiones previas al evento (en torno a 100, siguiendo la revisión de Martín Ugedo (2003)), un mínimo de liquidez (en torno a 75% de los rendimientos distintos de cero, siguiendo a Corrado y Truong (2008)) y partiendo de estos mínimos, se intenta que el número total escogido de sesiones garantice la muestra más grande de activos posible.

Como al final el número total de sesiones proviene de una decisión circunstancial, implementamos cambios en el período de estimación que aseguren que los resultados obtenidos no dependen de esta decisión. Los rendimientos anormales son estimados hasta con tres períodos distintos de estimación, de entre 3 y 18 meses dependiendo de los datos disponibles.

### *3.3.3. La incertidumbre en torno al día del anuncio:*

Por último, es fundamental aclarar el punto relacionado con la incertidumbre en la fecha del evento porque es especialmente interesante en el caso de los estudios de corte político y social.

Siguiendo con el ejemplo de las ampliaciones de capital, los inversores suelen conocer cuando se ha producido el evento: el día en que la empresa anunció públicamente que ampliaba capital. Es un evento con una fecha precisa, y a pesar de ello, los investigadores suelen coger un número de sesiones previas con la intención de comprobar que no se produjo ninguna filtración de información. De hecho, los rendimientos anormales significativos previos a la fecha de evento suelen identificarse como un problema de información incompleta.

Conocer la fecha concreta del evento es importante. Brown y Warner (1980) señalaron en sus experimentos que el desconocimiento de la fecha exacta provocaba que los test fallasen. Y en cuanto a los eventos únicos, la revisión de Campbell et al., (1997) es clara: los estudios del evento no son tan útiles en eventos regulatorios porque la fecha en la que se anticipan no está clara.

Esta conclusión es la misma que la del estudio de Binder (1985a) y Malatesta y Thompson (1985). En aquel momento trataban con eventos regulatorios y la fecha de evento era la del anuncio del cambio en la ley, y resulta que la fecha realmente importante era en la

que se producía el cambio en las expectativas de los agentes económicos, que había sido muy anterior. Por este motivo, llegaron a concluir que utilizar MES en el estudio de eventos era un método muy prometedor, pero que su incorrecta aplicación tenía consecuencias fatales. En su caso, falsos negativos.

Es aquí donde juega un papel fundamental la incertidumbre, y es por eso por lo que solo los eventos en los que exista un gran desconocimiento de los posibles resultados pueden tratarse con la metodología que aquí proponemos.

Los tres casos aquí propuestos presentan una serie de características comunes relacionadas con la incertidumbre. Respecto a la crisis política de Cataluña, hasta el mismo día 1 de octubre de 2017 no se supo si las autoridades autonómicas seguirían adelante con el plebiscito, pero tampoco el grado de violencia con el que intervendría el estado español, ni tampoco si se atreverían a aplicar el ordenamiento jurídico a través del artículo 155. De hecho, era un artículo de la constitución que nunca se había aplicado y nadie sabía realmente cómo el gobierno central debía “adoptar las medidas necesarias para obligar a aquella [la comunidad autónoma] al cumplimiento forzoso de dichas obligaciones o para la protección del mencionado interés general [la unidad territorial de la nación española]”<sup>33</sup>

En el caso de las negociaciones de la nueva extrema derecha para entrar al gobierno, son al menos dos las fuentes de incertidumbre: las encuestas fallaron en los tres países analizados, en todos infravalorando la representación de dichas fuerzas políticas, y la segunda, que el propio proceso de negociación era imprevisto, dado que lo habitual en Europa era establecer cordones sanitarios con este tipo de organizaciones.

Por último, sobra especificar las causas por las que el nuevo coronavirus es un evento insólito e imprevisto para todos los agentes económicos.

A pesar de esto, es preciso realizar un estudio pormenorizado de las fechas relacionadas con el evento. Para ello, nos servimos de fuentes de información pública, sobre todo de los periódicos y fuentes oficiales porque son las mismas a las que cualquier inversor tendría acceso. En cada uno de los eventos a tratar incorporamos un detalle muy exhausto de dichas fechas, y cada uno de los períodos de evento es modificado dependiendo del

---

<sup>33</sup> Cita textual del artículo 155 de la Constitución española (BOE núm. 311, de 29 de diciembre de 1978).

caso, atendiendo a las fechas concretas en las que pudo liberarse cualquier información relevante.

### **3.4. Análisis de corte transversal o sección cruzada en los eventos políticos y sociales**

Como ya hemos comentado, el análisis mediante regresiones de corte transversal se utiliza para describir la distribución de los rendimientos anormales. Es decir, el objetivo es explicar la anomalía. A continuación, proponemos un detalle del procedimiento específico a llevar a cabo, con las particularidades que presenta para el estudio de eventos de corte político.

Las regresiones de corte transversal son estimadas mediante MCO con errores robustos ante heterocedasticidad. Por cada estimador de rendimientos anormales obtenido (variable dependiente) es posible realizar una regresión distinta y, por tanto, es probable que cambie el peso, la significatividad e incluso el signo de los coeficientes asociados a los distintos factores.

En ese sentido, es necesario aclarar algunos puntos:

- Un factor es explicativo de los rendimientos anormales si resulta significativo estadísticamente en alguna de las regresiones.
- Una disminución del peso, e incluso de la significatividad al incrementar el espacio entre  $t_1$  y  $t_2$  no implica que ese factor no sea influyente ni es incoherente con las expectativas. Simplemente, los inversores descuentan la información relativa a esa variable en los primeros días y al aumentar la ventana de evento su importancia se reduce.
- Un aumento de los mismos al incrementar dicho espacio sí presenta dos posibles explicaciones que no son compatibles. Por un lado, al ser un evento político o social, es posible que más que un evento individual estemos hablando de una concatenación de estos y que la liberación de nueva información se produzca gradualmente y con distinta intensidad a lo largo de los días. Por otro lado, puede que simplemente sea una muestra de ineficiencia, con agentes económicos que no tienen los medios necesarios para incorporar a los precios de forma racional la información asociada al evento.
- Un cambio de signo puede deberse a motivos similares a los descritos en el párrafo anterior, con una información nueva y relevante que cambia totalmente la visión

que se tenía de ese factor. Sin embargo, es altamente improbable que esto ocurra, y lo que parece más probable es que este sea un resultado inconsistente, y el factor haya resultado significativo en el algún punto por un capricho muestral o algún otro error estadístico.

Por estos motivos es sumamente importante realizar al menos dos regresiones con distintas variables dependientes (distintas ventanas del evento), analizar con detalle los resultados obtenidos y añadir algún test de robustez como remuestreo, recorte de valores extremos, winsorización<sup>34</sup> o sustitución de variables independientes, todos utilizados en esta investigación.

Por otro lado, es importante realizar una distinción entre el tipo de variables explicativas, con una división en dos grandes bloques: variables de control y variables asociadas al evento.

Anteriormente, ya hemos comentado que durante las últimas décadas han surgido muchas críticas al que era el modelo dominante hace unas décadas: el CAPM. Una de las más recurrentes era que existían constantes reportes de anomalías, asociadas a factores concretos. Este argumento es el que explica la proliferación de modelos como los de Fama y French (1992; 2015).

Además, y aunque no hayan acabado convertidos en otro modelo, los reportes de anomalías asociadas a otros factores son ingentes. Las variables que tienen una correlación significativa con los rendimientos en la sección cruzada, pero que los factores del modelo no logran capturar, es lo que llamaríamos variables de control.

Alternativamente, las variables de evento son aquellas que se escogen especialmente en relación con ese evento y cobran una importancia fundamental en los eventos políticos y similares, ya que son estas variables las que deberían explicar las diferencias encontradas entre ganadores y perdedores. Dicho de otra manera, son las variables que deberían contestar a la pregunta de: ¿Por qué este cambio político/legal/social afecta más a un activo que a otro?

También es frecuente que algunas variables se encuentren en la intersección entre estas dos definiciones. Por un lado, son variables que explican de forma recurrente una prima

---

<sup>34</sup> Entendemos winsorización como el proceso que cambia valores extremos por otros valores de la muestra que sean inmediatamente contiguos. Definición basada en: <https://sigmalitika.hirusta.io/termino/winsorizacion/>. Consultado por última vez el 23 de marzo de 2022.

sobre los rendimientos, y, al mismo tiempo, tienen una relación directa con el evento estudiado.

Un ejemplo sería el tamaño bursátil, cuya relación demostrada con los rendimientos (Banz, 1981; Fama y French, 1992) sugiere una prima bursátil sobre las empresas de menor tamaño. Sin embargo, también tiene una relación con el riesgo político, con posible signo contrario, ya que las sociedades más grandes son capaces de gestionar mejor la incertidumbre y resistirían mejor a cualquier posible eventualidad (Davies y Studnicka, 2018).

Desde nuestro punto de vista, el análisis de corte transversal es fundamental ya que la no detección de variables explicativas relevantes, combinada con una baja capacidad descriptiva del modelo de rendimientos normales supondría serias limitaciones: O bien, existen variables omitidas muy relevantes, o bien, existe un alto grado de comportamiento irracional entre inversores, es decir, ruido.

Durante los siguientes capítulos veremos la aplicación de la metodología en tres casos muy distintos: un estudio del mercado español, uno en tres mercados europeos y otro en los mercados de todo el mundo. Además, veremos su aplicación en los rendimientos de activos individuales, carteras e índices bursátiles.



**CAPÍTULO 1. EVENTO A NIVEL NACIONAL:  
*INDEPENDENCE DAY: POLITICAL RISK AND CROSS-SECTIONAL  
DETERMINANTS OF FIRM EXPOSURE AFTER THE CATALAN  
CRISIS.*<sup>35</sup>**

---

<sup>35</sup> Este capítulo es una transcripción al castellano del artículo original en inglés. Disponible en *Early View* (Publicado desde el 2 de diciembre de 2020). *International Journal of Finance & Economics*. Indexada en la categoría de negocios-finanzas de *Journal Citation Reports* (35/110-Q2). Indexada en la categoría de finanzas de *Scopus* (*Elsevier*) (109/288-Q2). Accesible en: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1002/ijfe.2373>. Consultado por última vez el 8 de marzo de 2022.



## 1. Introducción

El 1 de octubre de 2017 se celebró un referéndum de independencia de la región de Cataluña en España, y el gobierno central ordenó a la policía y otras fuerzas que intervinieran. El siguiente día hábil el índice español IBEX 35 bajó un 1,22% y la prima de riesgo de los bonos del Estado aumentó un 7,24%.

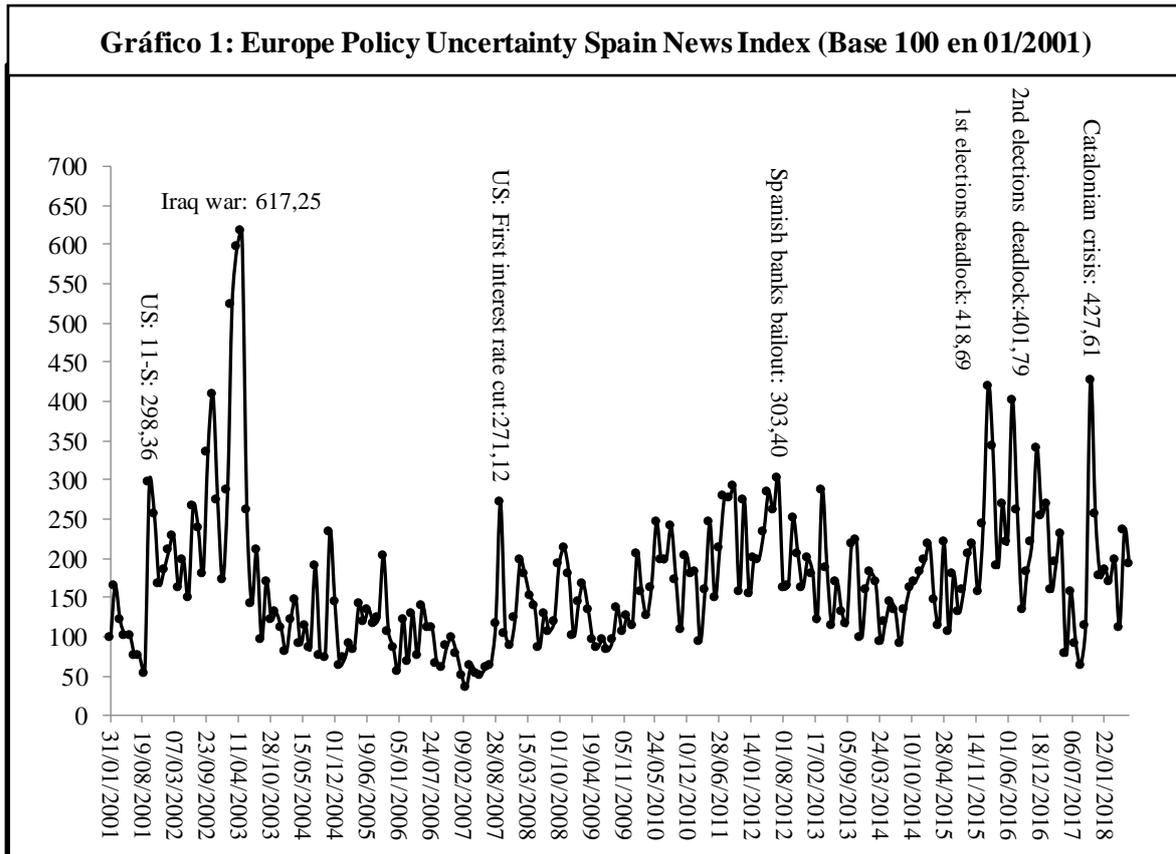
Después de esto, el rey dio un discurso asegurando que la ley se aplicaría, hubo una declaración unilateral de independencia que se suspendió inmediatamente y, finalmente, el gobierno español tomó el control de la región. Toda esta serie de eventos únicos es lo que nos ha motivado a llevar a cabo el estudio.

Por un lado, el gobierno catalán argumentó que el referéndum era legal y vinculante, mientras que el gobierno español terminó aplicando el artículo 155. Este artículo establece que el gobierno central, previa aprobación del senado, debe hacer cumplir la ley en los casos de desobediencia por parte de una región autónoma. Nuestro análisis abarca el período comprendido entre el 1 de octubre y el 27 de octubre, cuando el Estado aprobó dicha medida.

Durante 27 días la incertidumbre política se disparó, dato apoyado por el índice mensual desarrollado para medir la incertidumbre en política económica (en adelante, el índice EPU)<sup>36</sup> (Baker et al., 2016, aunque existe un *working paper* de 2013), que puede verse en el gráfico 1 para el período 2001-2018. La crisis secesionista (427,61) es el segundo evento que más incertidumbre ha generado en la historia reciente del país.

---

<sup>36</sup>Disponible en [www.policyuncertainty.com](http://www.policyuncertainty.com). Consultado por última vez el 29 de mayo de 2019.



Nuestro artículo busca analizar el efecto de la incertidumbre en la bolsa española, determinando las diferencias entre las empresas catalanas y las del resto del país, y centrándose en explicar la variabilidad de las rentabilidades de las acciones durante el evento.

Por lo tanto, contribuye a la literatura sobre la relación entre los resultados electorales y el mercado de valores (Herron et al., 1999; Kelly et al., 2016; Smales, 2016; Gemmill, 1992), y más concretamente referendos como *el Brexit* (Hill et al., 2019; Ben Sita, 2017; Davies y Studnicka, 2018).

Sin embargo, este estudio llena un vacío en la investigación, diferenciándose en el hecho de que el referéndum fue declarado ilegal, por lo que la inseguridad experimentada con respecto al proceso no provino del empate técnico en las encuestas (Kelly et al., 2016).

La incertidumbre podría derivarse de los posibles resultados, desde el aumento de la violencia hasta una intervención militar, lo que implica cambios de política imprevistos que se transfieren rápidamente a los mercados financieros (Pástor y Veronesi, 2013).

Basándonos en la metodología de estudio de eventos, utilizamos un sistema de ecuaciones multivariante llamado regresiones aparentemente no relacionadas (Zellner, 1962) para

estimar rendimientos anormales en un solo paso. Utilizando el modelo de mercado para estimar la trayectoria normal de las rentabilidades, e implementando un modelo de mercado extendido que controle los cambios en el VIBEX (el índice de volatilidad español) como comprobación de robustez.

Tras dividir la muestra en dos carteras, siendo una solo catalana y la otra del resto de España, se encontraron diferencias significativas y persistentes en los rendimientos. También se encontraron al menos otras dos reacciones inesperadas del mercado relacionadas con eventos políticos aparte del día del referéndum.

Además, para explicar la variabilidad en los rendimientos anormales a nivel de empresa, ejecutamos alrededor de 70 regresiones transversales diferentes, probando hasta 13 variables específicas de la empresa, controlando los efectos fijos sectoriales y aplicando varias pruebas de robustez. También probamos cómo las variables afectaron a los rendimientos de las firmas en siete períodos diferentes. Para ello, recogimos datos de 115 empresas cotizadas en la bolsa española que representaban más del 99% de la capitalización bursátil total del país.

Entre otros hallazgos, la información con respecto a las oportunidades de inversión de las empresas fue valiosa para los inversores. Esto es congruente con la opinión de que redujeron el nivel de inversión mientras esperaban a que se resolviera la contingencia.

También hubo un efecto relacionado con el tamaño de la empresa y, lo que es más importante, con la internacionalización de las compañías, que jugó un papel clave. Consistente con la idea de que la diversificación geográfica mitiga parte del riesgo país.

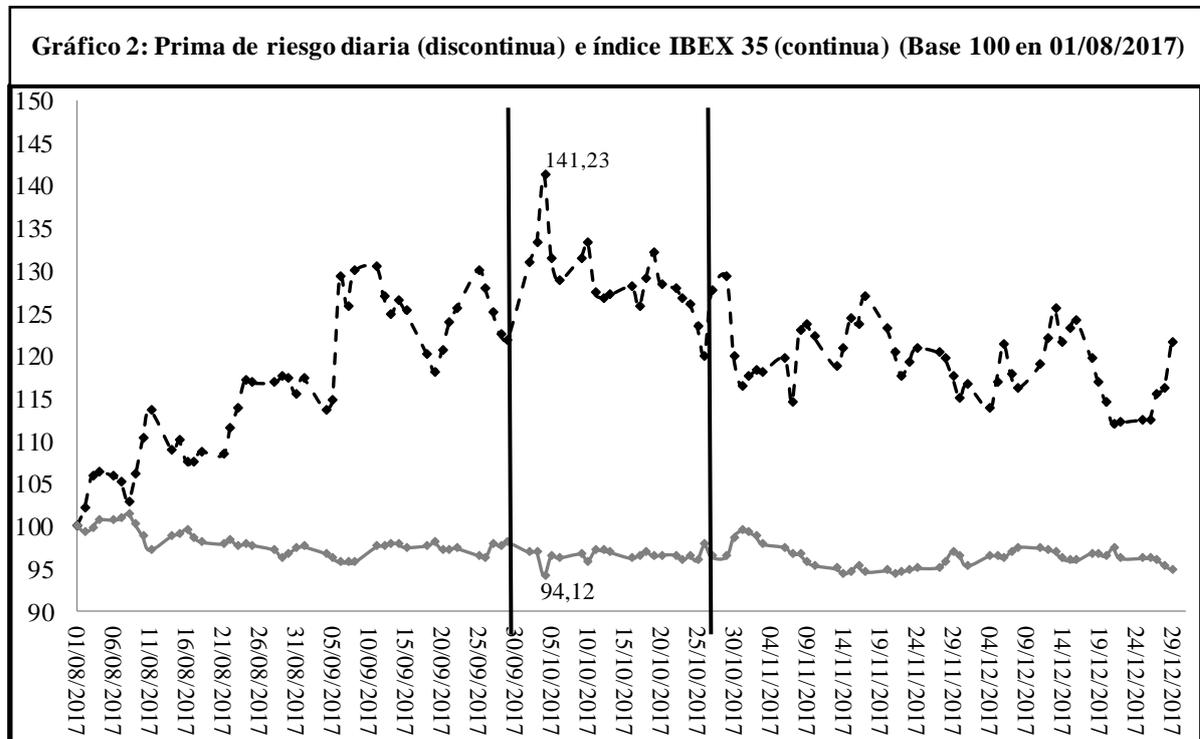
En otro apartado evaluamos el impacto que la fuga de compañías de Cataluña tuvo en el valor de esas empresas, comparándolas con las que no cambiaron de localización su sede.

A continuación, discutimos y desarrollamos las principales hipótesis, y luego esbozamos el diseño de la investigación, presentando los principales resultados relacionados con las diferencias geográficas, las características de la empresa y la fuga de compañías, y finalmente destacamos algunas conclusiones.

## **2. Estado de la cuestión. Crisis en Cataluña e incertidumbre política**

El precio de las acciones debe reflejar los flujos futuros descontados. Sin embargo, cuando existe una alta incertidumbre sobre los escenarios potenciales, los inversores no

pueden descontar los efectos hasta que se produzca el evento. Así ocurrió en la bolsa española en octubre de 2017, y las causas de esta imprevisibilidad son múltiples. Sin embargo, estas causas están más allá del alcance de la investigación, ya que nos centraremos en la reacción inmediata del mercado de valores.



El gráfico 2 muestra el efecto del referéndum tanto en el IBEX 35 como en la prima de riesgo del país<sup>37</sup>. Cubre un período de cinco meses utilizando datos diarios entre agosto y diciembre de 2017, destacando los primeros 20 días después de la votación.

Durante el día después del sufragio separatista, el índice cayó un 1,22% y al final de la semana había caído al 1,91%, siendo el peor día el tres de octubre, cuando perdió un 2,90%. Como era de esperar, la reacción de la prima de riesgo fue exactamente la contraria, experimentó un incremento del 7,24% durante el primer día (5,89% el tercero), y acumuló un incremento global del 5,60% en esa semana. No obstante, tras el máximo se observó el comportamiento contrario y en el cuarto día el índice bursátil subió un 2,48% y la prima bajó un 7,17%.

<sup>37</sup> La diferencia en puntos base del rendimiento del bono español a 10 años con respecto al alemán. En este contexto, un aumento puede interpretarse como un empeoramiento de las condiciones de inversión.

Como se comentó anteriormente, el impacto en los mercados podría ser el resultado del nivel de incertidumbre política. En este sentido, debemos aclarar cómo los mercados financieros podrían verse afectados por este riesgo.

Con respecto a los estudios más estrechamente relacionados con las elecciones, los resultados de Gemmill (1992) durante las elecciones del Reino Unido de 1987 y Brooks et al., (2003) en un conjunto de eventos imprevistos negativos están en línea con la hipótesis de la sobre-reacción (De Bondt y Thaler, 1985). Por otro lado, los hallazgos de Pardo y Furió (2010) para las elecciones nacionales en España y los de Smales (2016) para Australia apoyan la Hipótesis de Información Incierta<sup>38</sup>, que dice que después de un evento negativo el mercado es eficiente si los rendimientos anormales son positivos cuando la incertidumbre desaparece (Brown et al., 1988). Sin embargo, todos estos *papers* tienen en común la conclusión de que los resultados imprevistos afectan a los precios de las acciones y a la volatilidad, el debate entre estas dos teorías es si esta reacción es racional o no.

Estamos particularmente interesados en por qué esta incertidumbre tiene diferentes efectos según las características de una empresa. Es una observación que está respaldada por investigaciones empíricas recientes sobre la heterogeneidad de los rendimientos después de un evento político imprevisto (Goldman et al., 2009; Oehler et al., 2017; Hillier y Loncan, 2019, entre otros).

En la tabla 1, hemos señalado los principales acontecimientos durante la crisis catalana. En este sentido, cabe señalar los siguientes: el día después del referéndum ( $\delta_0$ ), el día después del discurso del rey advirtiéndole sobre el cumplimiento de la ley ( $\delta_2$ ), y el día después de la declaración unilateral de independencia "suspendida" (en adelante DUI) y el inicio del procedimiento para la aplicación del artículo 155 ( $\delta_7$ ). El horizonte temporal no fue elegido arbitrariamente, ya que el día siete el gobierno inició el proceso para tomar el control de la región, pero esto no se confirmó hasta la aprobación del senado el 27 de octubre ( $\delta_{19}$ ).

En la misma tabla, se pueden ver los días en los que las corporaciones cambiaron su sede de la región. Exactamente 23 empresas que cotizan en la Bolsa española tenían su sede en Cataluña el uno de octubre, pero solo quedaron 11 al final de la ventana del evento.

---

<sup>38</sup> El nombre original es *Uncertain Information Hypothesis* (UIH).

<b>Tabla 1: Descripción de los días considerados dentro del período del evento</b>		
<b>Día</b>	<b>Coefficiente de regresión</b>	<b>Descripción</b>
02/10/2017	$\delta_0$	Primera sesión después del referéndum del 1 - O
03/10/2017	$\delta_1$	
04/10/2017	$\delta_2$	Primera sesión después del discurso del rey. 1 empresa abandonó Cataluña
05/10/2017	$\delta_3$	
06/10/2017	$\delta_4$	2 empresas abandonaron Cataluña
09/10/2017	$\delta_5$	3 empresas abandonaron Cataluña
10/10/2017	$\delta_6$	Se esperaba DUI. 5 empresas abandonaron Cataluña.
11/10/2017	$\delta_7$	Día después de la DUI "suave". Comenzó el proceso de solicitud del 155.
12/10/2017	$\delta_8$	1 empresa abandonó Cataluña
13/10/2017	$\delta_9$	
...	...	
26/10/2017	$\delta_{18}$	
27/10/2017	$\delta_{19}$	El proceso del 155 llega a su fin con la aprobación del Senado: el gobierno toma el control de Cataluña
La tabla muestra los días de la ventana de eventos seleccionados y sus correspondientes coeficientes de regresión, utilizados más adelante en el modelo.		

A continuación, se muestra una breve descripción de las hipótesis:

- *Hipótesis A: Las empresas con sede en Cataluña tuvieron peores resultados después del uno de octubre*

El conflicto concierne a ambas partes, pero los inversores podrían valorar los posibles cambios en Cataluña más negativamente que en el resto de España.

En este sentido, Beaulieu et al. (2005) encontraron rendimientos anormales positivos en las firmas de Quebec en comparación con el resto de Canadá después de votar no a la independencia. Por lo tanto, los inversores valoraron positivamente la permanencia de la región en el país. En otro artículo, Davies y Studnicka (2018) descubrieron que, después

del *Brexit*, las empresas británicas más domésticas o europeas tuvieron un rendimiento inferior en comparación con las más globalizadas.

Llegados a este punto, hay que recordar que tras el referéndum el gobierno catalán iba a aceptar los resultados y proclamar la independencia.

Las siguientes hipótesis se basan en la premisa de que las compañías de otras regiones de España también podrían verse afectadas por este proceso. Aunque no se vean afectadas en promedio, esperamos que la heterogeneidad observada transversalmente dependa de su dependencia de Cataluña y de algunas otras características de la empresa.

- *Hipótesis B: Las empresas con intereses en Cataluña tuvieron peores resultados después del uno de octubre*

Sobre la base de lo anterior, esperamos rendimientos anormales más bajos para las empresas cuyo negocio se vería perjudicado por una eventual independencia. En la economía real, se reflejaría principalmente en el empeoramiento o bloqueo de los acuerdos comerciales, pero también podría reflejarse en la fuga de capitales y trabajadores al resto de España.

- *Hipótesis C: Las empresas con mayores opciones de crecimiento y un mayor nivel de internacionalización tuvieron un mejor desempeño después del uno de octubre*

Estas dos características guardan similitudes. Por un lado, las opciones de crecimiento pueden verse como el valor de las inversiones futuras previstas de la empresa y, en consecuencia, una empresa con opciones de mayor crecimiento podría mudarse fácilmente a otro país. Por otro lado, la internacionalización puede verse como el nivel actual de negocio que no depende de España, consecuentemente cuanto más internacionalizada está la empresa, menos se preocupan los inversores por lo que sucede en un solo país.

La evidencia empírica sobre los beneficios de la internacionalización dentro de un marco de riesgo político es extensa. Beaulieu et al., (2005), Hill et al. (2019) y Oehler et al. (2017) apoyan este punto de vista. Sin embargo, no coincide con la evidencia encontrada por Davies y Studnicka (2019) o Hillier y Loncan (2019).

La evidencia sobre las opciones de crecimiento está aún más enredada, y la razón de esto podría ser que las opciones de crecimiento no son fácilmente medibles, y las *proxis*

utilizadas pueden estar llevando a resultados confusos. Beaulieu et al. (2005) defienden el uso de esta variable, pero no pudieron encontrar resultados significativos al respecto. Sin embargo, Goldman et al. (2009) encontraron que las empresas con una menor relación valor de mercado-valor contable (la *proxy* para las opciones de crecimiento) obtenían mejores resultados cuando el partido político en el poder estaba relacionado con la empresa, lo que significa que estas sociedades tienen menos posibilidades de trasladarse si el partido conectado a ellas pierde las elecciones.

Sin embargo, hay evidencia que apoya la posición opuesta, como Hill et al. (2019). Además, existe evidencia sólida sobre el nivel de inversión durante los períodos de incertidumbre política, que sugiere que las empresas con mayores opciones de crecimiento se ven más afectadas ya que se ven obligadas a detener las inversiones actuales y futuras hasta que se resuelva la contingencia (Baker et al., 2016; Aizenman y Marion, 1993; Gülen e Ion, 2016).

- *Hipótesis adicionales*

En primer lugar, el tamaño se utiliza ampliamente como variable de control debido a la evidencia histórica de que el tamaño del mercado afecta los rendimientos (Banz, 1981; Fama y French, 1992; 1993), pero el tamaño también podría ser una variable explicativa. Por un lado, las firmas más grandes podrían estar más conectadas políticamente (Goldman et al., 2009), por lo que podrían experimentar más daño al lidiar con choques políticos (Wagner et al., 2018). Por otro lado, es menos probable que las empresas más grandes se vean afectadas por un solo shock, y los inversores podrían ser más propensos a confiar en una empresa más grande y estable para gestionar el riesgo político (Ben Sita, 2017; Davies y Studnicka, 2018).

También es importante considerar la capacidad de la empresa para enfrentarse al riesgo político. Aizenman y Marion (1993) y Gülen e Ion (2016) señalan cómo las secuelas de la incertidumbre podrían conducir a reducciones en la inversión y el empleo. Así que esperamos que las corporaciones con más solvencia, y por lo tanto capaces de soportar la situación más tiempo, sean más valoradas por los inversores.

Finalmente, también controlamos los efectos específicos de la industria, ya que está bien documentado que los eventos políticos no afectan a todas las industrias por igual (Herron et al., 1999 o Smales, 2016).

### 3. Diseño de la investigación

#### 3.1. Muestra y datos

Nuestra muestra preliminar comenzó con 124 empresas, todas ellas cotizadas en el Sistema de Interconexión Bursátil Español (SIBE), evitando firmas ilíquidas que no se negocian en este sistema. Se requirió que estas firmas hubieran estado operando desde 100 sesiones antes del día 0 hasta 20 días después.

Además, solo tomamos cotizaciones con suficientes datos para que los parámetros permanecieran tan insesgados como fuera posible. Para ser exactos, se incluyó una empresa si  $T - N_0 \geq 0,75 \times T$ , siendo T el número de sesiones y  $N_0$  el número de sesiones con valores ausentes o retornos cero, siguiendo un enfoque similar al de Corrado y Truong (2008). Después de aplicar este procedimiento, nuestra muestra final se redujo a 115 empresas, lo que representaba más del 99% de la capitalización de mercado.

#### 3.2. Metodología. Análisis regional

Para el primer análisis, la muestra está dividida en dos carteras: una construida sobre 23 empresas catalanas y otra construida sobre 92 empresas del resto de España. Cada cartera se compone de dos maneras, equiponderada y ponderada por valor (en adelante EW y VW), y luego se regresan contra el índice IBEX 35 y 20 *dummies* diarias (del dos al 27 de octubre), utilizando el sistema multivariante de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR):<sup>39</sup>

$$r_{Ct} = \alpha_C + \beta_C * r_{I35t} + \sum_{j=0}^{N=19} \delta_j^C * D_j + \varepsilon_{Ct} \quad [1]$$

$$r_{RSt} = \alpha_{RS} + \beta_{RS} * r_{I35t} + \sum_{j=0}^{N=19} \delta_j^{RS} * D_j + \varepsilon_{RSt} \quad [2]$$

Sea C el subíndice para carteras asociadas a Cataluña y RS el subíndice asociado al resto de España.  $r_{Ct}$  y  $r_{RSt}$  son rendimientos de las carteras C y RS para el día t,  $\alpha$  y  $\beta$  son los

---

<sup>39</sup> Este modelo fue implementado por primera vez por Zellner (1962) pero la metodología con respecto al uso de *dummies* en estudios de eventos (estudio de eventos de un solo paso) es gracias a Karafiath (1988) y Binder (1985a; 1985b), entre otros.

parámetros del modelo de mercado,  $r_{I35t}$  es el rendimiento del IBEX 35 para el día  $t$ ,  $\delta_j$  es el parámetro asociado a cada día del evento  $j$  ( $D_j$ ), entre el 0 y el 19. Estos parámetros son equivalentes a los rendimientos anormales clásicos en la literatura de estudio de eventos (Brown y Warner, 1985).  $\varepsilon_t$  es la perturbación para cada día  $t$ , con media cero y varianza constante.

Con esta metodología no hay diferenciación entre la ventana de estimación y la ventana de evento, por lo que realizamos el estudio en un solo paso. Cada portafolio comprende 275 observaciones, desde el 10 de octubre de 2016 hasta el 27 de octubre de 2017 (último día del evento). El punto de partida es hasta cierto punto arbitrario, pero MacKinlay (1997) sugiere que 120 días antes del evento es adecuado para los datos diarios, y también lo elegimos para que pudiéramos tener tantas compañías en la muestra como fuera posible.

Además, la metodología SUR también es útil porque considera la dependencia contemporánea de las perturbaciones. Esta es una cuestión importante cuando hay sincronía temporal, como en eventos políticos y regulatorios donde la correlación cruzada está implícita.

Este primer análisis nos permite aislar cómo afectó pertenecer a Cataluña a las rentabilidades, una vez descontada la tendencia del mercado.

En la tabla 2 se presentan estadísticas descriptivas sobre los rendimientos de las cuatro carteras presentadas anteriormente. En general, las carteras para el resto de España parecen más estables, con menor desviación estándar, menor curtosis y valores atípicos menos pronunciados. Las carteras VW presentan una desviación estándar más baja que las carteras EW, con mínimos más altos y máximos más bajos y colas no tan gruesas, lo que es observable en el primer y tercer cuartil. Sorprendentemente, la media de la cartera catalana VW es superior a su homóloga, esto podría estar impulsado por el buen comportamiento de un pequeño número de grandes corporaciones.

En general, estas diferencias pueden deberse a que el capital está altamente concentrado en España (en el periodo estudiado cinco empresas representaron más del 40% de la capitalización total) y por tanto la rentabilidad de un gran número de compañías tiene poca influencia en la cartera VW. Además, se supone que los parámetros de las empresas más grandes son más estables, ya que tienden a ser corporaciones maduras con rendimientos medios más bajos, así como una menor volatilidad.

También llama la atención el exceso de curtosis presente en la cartera catalana EW. Si bien todas las carteras tienen valores superiores a cero, lo que podría significar que su distribución es leptocúrtica, esta cartera difiere particularmente de las demás.

<b>Tabla 2: Estadísticas descriptivas de los rendimientos de las carteras regionales ponderadas por igual y por valor</b>									
<b>Panel A: Carteras igualmente ponderadas</b>									
	Media	DT	Asimetría	Curtosis	Min	C1	Mediana	C3	Max
<b>Cataluña</b>	0,0684	0,8610	0,5785	6,7320	-3,5412	-0,4299	0,0853	0,5873	5,4848
<b>Resto de España</b>	0,0775	0,7164	-0,5105	1,3793	-2,7408	-0,2775	0,1037	0,5204	2,1389
<b>Panel B: Carteras ponderadas por valor</b>									
	Media	DT	Asimetría	Curtosis	Min	C1	Mediana	C3	Max
<b>Cataluña</b>	0,1013	0,0843	0,3597	1,8146	-3,0838	-0,4472	0,0875	0,5699	3,5178
<b>Resto de España</b>	0,0646	0,7105	0,3737	1,1085	-1,7169	-0,3362	0,0102	0,4870	3,2513
Las carteras de Cataluña y resto de España están formadas por 23 y 92 firmas respectivamente. Todas las carteras tienen el mismo número de observaciones, siendo 275 (del 10/04/2016 al 27/10/2017). Todas las estadísticas se multiplican por 100 excepto la asimetría y la curtosis. Curtosis es exceso de curtosis.									

### 3.2.1. Test de robustez para las hipótesis regionales

Muchos investigadores afirman que los estudios de eventos deben ser robustos respecto a la varianza inducida por el evento (Boehmer et al., 1991; Corrado y Zivney, 1992) porque los cambios de precios podrían desencadenarse por un aumento inusual de la volatilidad.

Por esta razón, estimamos una versión extendida del modelo de mercado que incluye cambios en el VIBEX. Este índice de volatilidad español tiene la misma metodología que el VIX para el S&P 500 que se basa en la volatilidad implícita (del modelo Black-Scholes (Black y Scholes, 1973)) de las opciones del IBEX 35 a 30 días de vencimiento. El modelo es el siguiente:<sup>40</sup>

<sup>40</sup> Las series históricas de VIBEX han sido proporcionadas por *Bolsas y Mercados Españoles* (BME) y para otras preguntas metodológicas consultar: <http://www.bmerv.es/docs/SBolsas/docsSubidos/NormasIndices/Normas Acciones esp.pdf>. Consultado por última vez el 29 de mayo de 2019.

$$r_{Ct} = \alpha_C + \beta_C * r_{I35t} + \lambda_C * \nabla VIBEX_t + \sum_{j=0}^{N=19} \delta_j^C * D_j + \varepsilon_{Ct} \quad [3]$$

$$r_{RSt} = \alpha_{RS} + \beta_{RS} * r_{I35t} + \lambda_{RS} * \nabla VIBEX_t + \sum_{j=0}^{N=19} \delta_j^{RS} * D_j + \varepsilon_{RSt} \quad [4]$$

Donde  $\nabla VIBEX_t$  es la primera diferencia de la serie VIBEX y  $\lambda_C$  y  $\lambda_{RS}$  son los coeficientes correspondientes según la región.

Este índice ha sido calculado de manera oficial recientemente, pero hay estudios previos que utilizan sus propios cálculos del índice con la misma o similar metodología. En este sentido, González-Pérez y Novales (2009) demostraron que el VIBEX tiene una relación contemporánea negativa y fuerte con la bolsa española y como predictor es tan bueno como la volatilidad histórica.

### 3.3. Análisis a nivel empresa

Para conocer los determinantes de la exposición a la crisis catalana, realizamos un análisis a nivel de empresa. La razón principal para desagregar la muestra es que la mayoría de las variables son características de la empresa relacionadas con la contabilidad, las finanzas y el nivel de internacionalización.

En primer lugar, especificamos un conjunto de ecuaciones de manera similar a las presentadas anteriormente. Para cada empresa i:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i * r_{I35t} + \sum_{j=0}^{N=19} \delta_{ij} * D_j + \varepsilon_{it} \quad [5]$$

También testeamos la autocorrelación de los retornos, y cuando está presente:

$$r_{it} = \alpha_i + \theta_i * r_{it-1} + \beta_i * r_{I35t} + \sum_{j=0}^{N=19} \delta_{ij} * D_j + \varepsilon_{it} \quad [6]$$

Donde  $r_{it}$  es el rendimiento real de la empresa i en el momento t,  $\alpha_i$  es la constante para la empresa i,  $\theta_i$  es el coeficiente relativo a los rendimientos pasados para la empresa i,

$r_{it-1}$  es el rendimiento real pasado para la empresa  $i$ , y el resto de los parámetros se han explicado en la sección anterior.

Hay que tener en cuenta que la cuestión no es sobre la importancia de cada coeficiente. De este sistema de ecuaciones, solo tomamos los propios coeficientes para estudiar los determinantes que llevaron a las empresas españolas a estar más expuestas al riesgo.

Por lo tanto, recolectamos una muestra transversal de 115 retornos anormales para cada día de la ventana del evento. Consideramos siete longitudes diferentes para observar la evolución de los parámetros a lo largo del tiempo: rendimientos anormales del día 0 ( $\delta_{i0}$ ); rendimientos anormales acumulados desde 0 hasta 2 ( $\delta_{i0}, \delta_{i2}$ ); desde 0 hasta 4 ( $\delta_{i0}, \delta_{i4}$ ); desde 0 hasta 6 ( $\delta_{i0}, \delta_{i6}$ ); desde 0 hasta 9 ( $\delta_{i0}, \delta_{i9}$ ); desde 0 hasta 14 ( $\delta_{i0}, \delta_{i14}$ ) y desde 0 hasta 19 ( $\delta_{i0}, \delta_{i19}$ ). Los llamamos  $CAR_i(0, T)$  en la Tabla 3, siendo  $T$  el último día de la ventana del evento.

En las estadísticas, podemos observar que independientemente del período (exceptuando el intervalo de 15 días), todos nuestros estimadores son negativos tanto en media como en mediana. También se puede observar que la mediana es consistentemente más alta que la media.

Asimismo, vemos un patrón que coincide con los días del evento. El CAR más negativo corresponde al período del día 0 al 2, y el discurso del rey se emitió en la noche del día 1. Después de esto, el  $CAR_i(0, 4)$  parece comenzar la recuperación, pero en la ventana de 0 a 6 alcanza el segundo valor más bajo. Hay que recordar que este CAR incluye los días hasta el intento fallido de DUI y justo antes de que el gobierno comenzara el procedimiento del artículo 155. Después de esto, hay un comportamiento inverso, donde  $CAR_i(0, 14)$  incluso toma valores positivos en media y mediana.

<b>Tabla 3: Estadísticas descriptivas de rendimientos anormales acumulativos</b>					
<b>Nombre</b>	<b>Media</b>	<b>DT</b>	<b>Mediana</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>
<b>CARi(0,0)</b>	-0,5990	2,1170	-0,3036	-10,2500	6,8650
<b>CARi(0,2)</b>	-2,3170	5,2500	-1,2080	-18,4200	10,4400
<b>CARi(0,4)</b>	-1,4790	4,2390	-0,7325	-14,3200	10,9500
<b>CARi(0,6)</b>	-2,3080	5,6330	-0,9291	-18,5000	15,0800
<b>CARi(0,9)</b>	-0,5077	5,3790	-0,1226	-15,2700	17,7200
<b>CARi(0,14)</b>	0,2647	8,1930	0,2992	-26,4900	54,4900
<b>CARi(0,19)</b>	-0,3408	8,9710	-0,0633	-30,3500	52,0200
Esta tabla proporciona información descriptiva sobre la sección transversal de los rendimientos anormales acumulativos de la muestra completa (115). Todas las estadísticas se multiplican por 100.					

### 3.3.1. Contribuyentes al riesgo político

A continuación, especificamos las variables utilizadas como factores explicativos de la dispersión de los rendimientos anormales durante la crisis catalana.

Para medir el nivel de internacionalización de una empresa se toman hasta cuatro variables como *proxy*. Dos de ellas se utilizan generalmente en el estudio de eventos que miden el riesgo político (Beaulieu et al., 2005; Oehler et al., 2017): el número de subsidiarias en el último informe anual de la empresa (construidas como el logaritmo natural de uno más el número de filiales ( $\ln Sub_i$ )) y las ventas al exterior como porcentaje de las ventas totales ( $FS_i$ ).

Contar el número de empresas en el extranjero es una buena aproximación debido a su simplicidad, disponibilidad y datos objetivos, pero no capta la importancia de la filial. Aunque las ventas al exterior capturan la importancia de los negocios en el extranjero, no diferencian entre una empresa que se está expandiendo en el extranjero y una que está exportando. Por lo tanto, empleamos dos medidas adicionales de internacionalización: los activos extranjeros como porcentaje de los activos totales ( $FA_i$ ) y los activos fijos extranjeros como porcentaje de los activos fijos totales ( $FFA_i$ ). En este sentido, las memorias anuales en España contienen información para uno u otro y en ocasiones para ambos.

Con respecto a las opciones de crecimiento, el problema es que la "capacidad de mover sus operaciones" no es una variable fácilmente medible. Un enfoque es la relación valor de mercado-valor contable ( $M/B_i$ ), una empresa con una relación más alta (mayor valor de las inversiones futuras) tiene más opciones de crecimiento que una con una relación más baja (mayor valor de los activos existentes). La tasa de crecimiento de las ventas ( $S. Grwth_i$ ) se utiliza como medida adicional, expresada en tanto por uno de 2015 a 2016.

El tamaño de la empresa se mide como el logaritmo natural de la capitalización de mercado ( $\ln MC_i$ ), y empleamos las siguientes restricciones financieras: rentabilidad como EBIT sobre el capital total ( $Ebit / Eq_i$ ), disponibilidad de efectivo como porcentaje de los activos totales ( $Cash_i$ ) y deuda como la relación de pasivos totales sobre activos totales ( $D/A_i$ ).

Por último, como representación de activos en Cataluña construimos una *dummy*: uno si la empresa tiene una filial en la región y cero si no ( $A. Cat_i$ ).<sup>41</sup>

También controlamos los efectos de la industria con un conjunto de *dummies*: uno si la empresa entra dentro de esa industria y cero si no es así. Dividimos la muestra en seis sectores según la clasificación de la Bolsa de Madrid: finanzas, energía, industria y construcción, bienes de consumo, servicios de consumo y tecnología y telecomunicaciones.

La tabla 4 proporciona las estadísticas descriptivas de estas variables, excluyendo las variables sectoriales. Para la disponibilidad de efectivo y la relación deuda-activos hemos omitido la muestra correspondiente a las firmas financieras.

---

<sup>41</sup> Las siglas de todas las variables se deben a su nombre original en inglés. Por orden de aparición: *Subsidiaries, Foreign Sales, Foreign Assets, Foreign Fixed Assets, Market-to-Book ratio, Sales Growth, Market Capitalization, Earnings Before Interest and Taxes over Equity, Cash, Debt over Assets* y *Assets in Catalonia*.

<b>Tabla 4: Estadísticas descriptivas de las variables de regresión transversal</b>						
<b>Nombre</b>	<b>n</b>	<b>Media</b>	<b>DT</b>	<b>Mediana</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>
<b>lnSub</b>	115	2,1079	1,3050	2,3026	0,0000	4,5433
<b>FS</b>	112	0,5284	0,3416	0,5887	0,0000	0,9981
<b>FA</b>	83	0,4080	0,3566	0,4052	0,0000	0,9988
<b>FFA</b>	78	0,3529	0,3484	0,2949	0,0000	1,0000
<b>M/B</b>	115	3,0049	9,4766	1,7919	-51,3408	77,4717
<b>A.Grwth</b>	92	0,0612	0,2277	0,0364	-0,4038	1,6541
<b>S.Grwth</b>	115	0,1165	0,7711	0,0170	-0,8271	7,5214
<b>lnMC</b>	115	20,9493	2,3203	20,9787	8,5296	25,4508
<b>Ebit/Eq</b>	115	0,1793	0,3471	0,1454	-1,1081	2,0777
<b>Cash</b>	92	0,0901	0,0748	0,0810	0,0004	0,4428
<b>D/A</b>	92	0,6550	0,2235	0,6702	0,1399	1,4824
<b>A. Cat</b>	115	0,7130	0,4543	1,0000	0,0000	1,0000
Esta tabla proporciona información sobre las variables explicativas utilizadas para determinar el grado de exposición a la crisis catalana. 115 representa la muestra completa, 92 la muestra excluyendo la industria financiera y el resto de los valores ausentes no fueron reportados.						

En la tabla 4, se puede observar que el nivel español de internacionalización tiene un valor medio de 2,11 en  $\ln\text{Sub}_i$ , lo que significa que las firmas cotizadas tienen de media 15,41 filiales internacionales.

Todas las medidas relativas a las oportunidades de crecimiento son asimétricas por la izquierda, con medianas inferiores a las medias, relacionado con una alta variabilidad (para el crecimiento de las ventas la desviación estándar es casi siete veces el promedio).

3.3.2. Regresiones de corte transversal sobre los determinantes de la exposición a la crisis catalana

A continuación, estimamos las siguientes regresiones transversales:

$$CAR_i(0,T) = \alpha_0 + \gamma_1 * lnSub_i + \gamma_2 * lnMC_i + \gamma_3 * \frac{Ebit}{Eq_i} + \gamma_4 * \frac{M}{B_i} + \gamma_5 * S.Growth_i + \gamma_6 * A.Cat_i + \sum_{j=7}^{N=12} \gamma_j * Ind_{ji} + u_i \quad [7]$$

Donde  $CAR_i(0, T)$  es el retorno anormal acumulativo de la compañía  $i$  desde 0 hasta el día  $T$  del evento.

Siguiendo a Hill et al. (2019), ejecutamos otra regresión excluyendo la industria financiera, ya que las variables adicionales incluidas aquí no tienen el mismo sentido para las compañías financieras debido a sus características idiosincráticas:

$$CAR_i(0,T) = \alpha_0 + \gamma_1 * lnSub_i + \gamma_2 * lnMC_i + \gamma_3 * \frac{Ebit}{Eq_i} + \gamma_4 * \frac{M}{B_i} + \gamma_5 * S.Growth_i + \gamma_6 * A.Cat_i + \gamma_8 * \frac{D}{A_i} + \gamma_9 * Cash_i + \sum_{j=10}^{N=15} \gamma_j * Ind_{ji} + u_i \quad [8]$$

3.3.3. Test de robustez a nivel empresa

Por un lado, queremos saber si la significatividad económica y estadística del nivel de internacionalización ( $lnSub_i$ ) cambia cuando cambiamos la variable que lo mide. Para ello, ejecutamos otras seis regresiones (tres para la muestra completa y otras tres para la muestra excluyendo la industria financiera) sustituyendo  $lnSub_i$  por las variables definidas anteriormente  $FA_i$ ,  $FFA_i$  y  $FS_i$ .

Por el otro lado, y dados los resultados para carteras regionales, ejecutamos las mismas regresiones transversales, pero incluyendo una variable binaria llamada  $Cat_i$ . Toma valores de uno si la sede de la firma está en Cataluña y cero si no es así. La razón para incluirla es asegurar que los resultados obtenidos no desaparecen cuando se introduce el factor regional.

En última instancia, nos preocupaba que nuestros hallazgos pudieran ser el resultado de algunos valores extremos. Por lo tanto, recortamos la muestra de rendimientos anormales y rendimientos anormales acumulados en los niveles de 2,50% y 97,50%.

#### **4. Resultados empíricos y discusión**

##### **4.1. Resultados a nivel regional**

Los resultados se presentan en el mismo orden que la metodología, por lo que en la tabla 5 podemos encontrar los resultados respecto a la primera hipótesis: el comportamiento de la cartera catalana es peor durante los días del evento.

**Tabla 5: Coeficientes y desviaciones estándar de la beta de mercado ( $\beta$ ) y los rendimientos anormales ( $\delta$ ) después del referéndum**

Portafolios VW						Portafolios EW					
Catalán			Resto de España			Catalán			Resto de España		
Coefficiente	DT		Coefficiente	DT		Coefficiente	DT		Coefficiente	DT	
$\beta$	0,8514	0,0293 ***	0,8371	0,0139 ***		0,4773	0,0521 ***		0,5031	0,0412 ***	
$\delta_0$	-1,0136	0,3831 ***	0,3150	0,1816 *		-1,3913	0,6820 **		-0,2653	0,5394	
$\delta_1$	-0,0357	0,3813	0,0770	0,1807		-0,7115	0,6787		-0,2148	0,5368	
$\delta_2$	-0,6812	0,3910 *	0,6906	0,1854 ***		-2,2123	0,6960 ***		-1,3377	0,5505 **	
$\delta_3$	0,7397	0,3878 *	-0,3980	0,1838 **		1,6770	0,6902 **		0,3611	0,5459	
$\delta_4$	-0,3359	0,3814	0,0710	0,1808		0,2594	0,6789		0,0229	0,5370	
$\delta_5$	0,1213	0,3815	-0,2380	0,1808		-0,7364	0,6790		0,0969	0,5371	
$\delta_6$	-0,3396	0,3824	0,0719	0,1813		-1,0773	0,6806		-0,6874	0,5383	
$\delta_7$	-0,1751	0,3831	-0,0609	0,1816		1,6790	0,6819 **		0,9952	0,5393 *	
$\delta_8$	0,0512	0,3813	0,0153	0,1807		1,0533	0,6787		0,1084	0,5368	
$\delta_9$	0,2342	0,3814	0,1191	0,1808		-0,0153	0,6788		0,2236	0,5369	
$\delta_{10}$	-0,1298	0,3820	0,1367	0,1811		-0,4656	0,6800		0,0247	0,5378	
$\delta_{11}$	-0,2113	0,3814	0,4167	0,1808 **		0,3788	0,6788		0,8795	0,5369	
$\delta_{12}$	0,6870	0,3816 *	-0,2602	0,1809		-0,1077	0,6792		-0,0314	0,5371	
$\delta_{13}$	-0,3512	0,3820	0,0550	0,1811		-0,4302	0,6800		-0,1697	0,5378	
$\delta_{14}$	-0,2633	0,3813	-0,1092	0,1808		0,2101	0,6787		0,0829	0,5368	
$\delta_{15}$	-0,0109	0,3818	0,1108	0,1810		-0,2100	0,6796		-0,0219	0,5375	
$\delta_{16}$	0,2469	0,3814	0,0615	0,1808		0,3886	0,6790		0,3825	0,5370	
$\delta_{17}$	-0,2036	0,3817	-0,1518	0,1809		-0,4384	0,6794		-0,7260	0,5373	
$\delta_{18}$	-0,2276	0,3850	-0,4089	0,1825 **		-0,2705	0,6854		-0,4995	0,5421	
$\delta_{19}$	-0,1265	0,3839	0,3251	0,1820 *		-0,4721	0,6834		-0,0828	0,5405	

Esta tabla presenta los valores de los coeficientes y sus desviaciones estándar para el modelo regional. Los coeficientes 0 a 19 corresponden a las rentabilidades anormales para cada cartera (VW/EW) y región (Cataluña/Resto de España). Los coeficientes y las desviaciones estándar se multiplican por 100, excepto las betas. \*, \*\*, \*\*\* representan significatividad al 10%, 5% y 1% respectivamente.

Así, tenemos los resultados para VW (EW). A primera vista, en los coeficientes individuales se destacan tres días específicos, con resultados robustos independientemente de cómo se midan.

El primero es el día cero ( $\delta_0$ ), cuando de media las firmas catalanas experimentaron un descenso significativo del 1,01% (1,39%) en las rentabilidades anormales. A continuación, tenemos el día dos ( $\delta_2$ ) con un descenso medio del 0,68% (2,21%) y

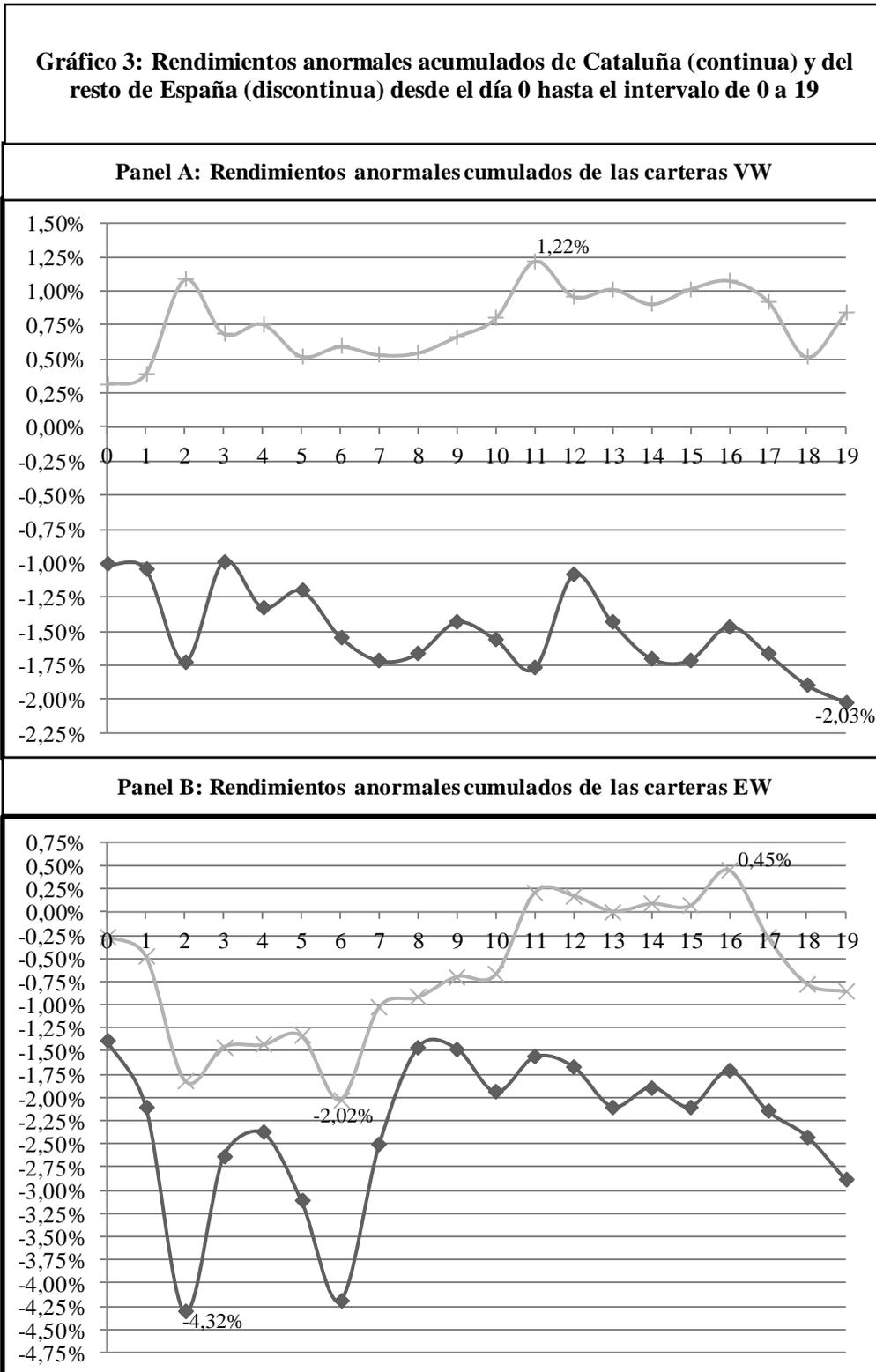
finalmente el día tres ( $\delta_3$ ) con un incremento medio del 0,74% (1,68%), ambos para la misma cartera.

Una posible explicación es que el día cero coincidió con el día después del referéndum separatista, el día dos con el día después del discurso del rey y los rendimientos anormales en el tercer día tienen el signo opuesto y un tamaño similar a los obtenidos el segundo día, lo que sugiere un patrón de reversión.

Si nos fijamos en la cartera del resto de España, los resultados son menos claros porque existen diferencias notables entre las carteras de VW y EW. Estos son principalmente evidentes para el segundo día, ya que el signo del rendimiento anormal depende de la construcción de la cartera.

El gráfico 3 de rendimientos anormales acumulados muestra esto más claramente, donde se puede observar que las carteras VW se comportan casi inversamente; con la mayor caída y subida durante el tercer día y manteniéndose bastante estables a partir de ese momento.

En cuanto a las carteras EW, tenemos CAR negativos para ambas carteras, aunque la cartera catalana siempre obtiene peores resultados.



La tabla 6 presenta los principales resultados de las pruebas F para las siguientes hipótesis conjuntas: los rendimientos anormales acumulados fueron diferentes de cero durante el intervalo de 0 a T.

Solo los resultados para la ventana (0, 2) son significativos independientemente de cómo ponderemos los rendimientos, siendo el p-valor más bajo el 0,04% para la cartera catalana EW. Esto sugiere que las pequeñas corporaciones de la región obtuvieron peores rendimientos que las grandes.

Todas las pruebas para ventanas superiores a siete días no son significativas y se alejan considerablemente del límite del 10%, lo que sugiere que los inversores revisaron sus carteras en los primeros días.

<b>Tabla 6: Pruebas F para los CAR después del referéndum en diferentes períodos</b>				
<b>F (1,506) VC [p-valor]</b>				
	<b>Portafolios VW</b>		<b>Portafolios EW</b>	
<b>Hipótesis</b>	<b>Catalán</b>	<b>Resto de España</b>	<b>Catalán</b>	<b>Resto de España</b>
$\sum \delta_i = 0$ (0,2)	6,5764** [0,0106]	11,4518*** [0,0008]	12,9058*** [0,0004]	3,6609* [0,0563]
$\sum \delta_i = 0$ (0,4)	2,3705 [0,1243]	3,4210* [0,0650]	2,4052 [0,1216]	1,3969 [0,2378]
$\sum \delta_i = 0$ (0,6)	2,2772 [0,1319]	1,4751 [0,2251]	5,2925** [0,0218]	1,9724 [0,1608]
$\sum \delta_i = 0$ (0,9)	1,3651 [0,2432]	1,2971 [0,2553]	0,4557 [0,4999]	0,1626 [0,6870]
$\sum \delta_i = 0$ (0,19)	1,3096 [0,2530]	0,9992 [0,3180]	0,8433 [0,3589]	0,1188 [0,7304]
Esta tabla presenta las pruebas F para la hipótesis conjunta de que los rendimientos anormales acumulativos son iguales a 0. En "Hipótesis" el número entre paréntesis (0,T) representa los rendimientos anormales acumulados de 0 a T. VC es el valor crítico correspondiente y *, **, *** representan significatividad al 10%, 5% y 1% respectivamente.				

En la sección dos, definimos la siguiente hipótesis: las empresas catalanas tuvieron peores resultados que las del resto de España. De acuerdo con la tabla 7, que presenta los valores críticos y los p-valores de las pruebas F para las diferencias regionales, esta afirmación

no puede ser rechazada. La evidencia más sólida se encuentra cuando utilizamos las carteras VW. Para los coeficientes  $\delta_0$  y  $\delta_2$ , los p-valores son 0,35% y 0,32% respectivamente, lo que significa que podemos rechazar la hipótesis nula de que los coeficientes son iguales independientemente de la ubicación de la empresa. Lo mismo se aplica a los CAR, donde hay evidencia para rechazar la hipótesis nula para las tres primeras longitudes, aunque la importancia disminuye a medida que extendemos la ventana del evento.

Para los coeficientes  $\delta_6$  y  $\delta_7$ , hay evidencia opuesta, y no podemos rechazar que estos coeficientes sean iguales.

Los resultados de las carteras EW están en línea con los resultados anteriores, pero son solo significativos para el día cero y la más corta de las ventanas CAR (0, 2), con un p-valor del 3,72%.

En general, podemos extraer dos ideas importantes: independientemente de cómo formemos las carteras, no hay evidencia de diferencias regionales para períodos superiores a siete días. Además, las diferencias entre las carteras sugieren que el efecto tamaño penaliza a las pequeñas empresas.

<b>Tabla 7: Pruebas F para las diferencias regionales</b>		
<b>Hipótesis</b>	<b>F (1,506) VC [p-valor]</b>	
	<b>Portafolios VW</b>	<b>Portafolios EW</b>
$\delta_0^C = \delta_0^{RS}$	8,5868*** [0,0035]	2,7520* [0,0978]
$\delta_2^C = \delta_2^{RS}$	8,7895*** [0,0032]	1,5940 [0,2073]
$\delta_6^C = \delta_6^{RS}$	0,8268 [0,3636]	0,3313 [0,5652]
$\delta_7^C = \delta_7^{RS}$	0,0635 [0,8012]	1,0149 [0,3142]
$\sum \delta_i^C = \sum \delta_i^{RS} (0,2)$	12,4097*** [0,0005]	4,3639** [0,0372]
$\sum \delta_i^C = \sum \delta_i^{RS} (0,4)$	4,1698** [0,0417]	0,3832 [0,5362]
$\sum \delta_i^C = \sum \delta_i^{RS} (0,6)$	3,1039* [0,0787]	1,4290 [0,2325]
$\sum \delta_i^C = \sum \delta_i^{RS} (0,9)$	2,0839 [0,1495]	0,1281 [0,7206]
$\sum \delta_i^C = \sum \delta_i^{RS} (0,19)$	1,8701 [0,1721]	0,4209 [0,5168]
<p>Esta tabla presenta los valores críticos de las pruebas F para hipótesis conjuntas sobre las diferencias entre Cataluña y el resto de España. En "Hipótesis" encontramos el periodo de retornos que se contrasta, de 0 a T. Junto a los VC encontramos el nivel de significatividad y su respectivo p-valor. *, **, *** representan significatividad en 10%, 5% y 1% respectivamente.</p>		

Como explicamos en la metodología, también ejecutamos otra versión del modelo de mercado, incluyendo el VIBEX como variable explicativa con el fin de comprobar si nuestros resultados persisten cuando controlamos la volatilidad del mercado español.

En la tabla 8, presentamos los coeficientes para estas regresiones, incluyendo el coeficiente para las diferencias en la volatilidad diaria ( $\lambda$ ). El parámetro VIBEX, que es negativo y significativo (excluyendo la cartera catalana VW), también es mucho mayor

para las carteras EW, lo que sugiere que las pequeñas empresas se vieron más afectadas por la volatilidad del mercado.

Con respecto al nivel de los coeficientes diarios, el principal cambio se produce en la cartera VW para el resto de España, donde el coeficiente para el día cero disminuye y pierde su importancia.

<b>Tabla 8: Coeficientes y desviaciones estándar de la beta del mercado (<math>\beta</math>), cambios de VIBEX (<math>\lambda</math>) y rendimientos anormales (<math>\delta</math>) después del referéndum</b>											
<b>Portafolios VW</b>						<b>Portafolios EW</b>					
<b>Catalán</b>			<b>Resto de España</b>			<b>Catalán</b>			<b>Resto de España</b>		
<b>Coefficiente</b>	<b>DT</b>		<b>Coefficiente</b>	<b>DT</b>		<b>Coefficiente</b>	<b>DT</b>		<b>Coefficiente</b>	<b>DT</b>	
$\beta$	0,8366	0,0334 ***	0,8060	0,0154 ***		0,4133	0,0590 ***		0,4343	0,0463 ***	
$\lambda$	-0,0002	0,0003	-0,0005	0,0001 ***		-0,0010	0,0005 **		-0,0011	0,0004 ***	
$\delta_0$	-1,0319	0,3831 ***	0,2765	0,1763		-1,4704	0,6767 **		-0,3502	0,5311	
$\delta_1$	-0,0445	0,3808	0,0584	0,1753		-0,7498	0,6728		-0,2559	0,5279	
$\delta_2$	-0,6778	0,3904 *	0,6979	0,1797 ***		-2,1973	0,6897 ***		-1,3215	0,5413 **	
$\delta_3$	0,7765	0,3892 **	-0,3206	0,1792 *		1,8363	0,6876 ***		0,5321	0,5396	
$\delta_4$	-0,3181	0,3813	0,1083	0,1755		0,3362	0,6736		0,1053	0,5286	
$\delta_5$	0,1482	0,3820	-0,1814	0,1758		-0,6199	0,6749		0,2220	0,5296	
$\delta_6$	-0,3333	0,3819	0,0850	0,1758		-1,0503	0,6746		-0,6584	0,5294	
$\delta_7$	-0,1880	0,3828	-0,0880	0,1762		1,6231	0,6762 **		0,9353	0,5306 *	
$\delta_8$	0,0357	0,3811	-0,0175	0,1754		0,9859	0,6732		0,0361	0,5283	
$\delta_9$	0,2138	0,3814	0,0762	0,1756		-0,1036	0,6738		0,1287	0,5288	
$\delta_{10}$	-0,1318	0,3815	0,1325	0,1756		-0,4741	0,6739		0,0155	0,5288	
$\delta_{11}$	-0,2359	0,3817	0,3649	0,1757 **		0,2722	0,6744		0,7651	0,5292	
$\delta_{12}$	0,6947	0,3811 *	-0,2440	0,1754		-0,0742	0,6732		0,0046	0,5283	
$\delta_{13}$	-0,3374	0,3817	0,0841	0,1757		-0,3701	0,6744		-0,1052	0,5292	
$\delta_{14}$	-0,2696	0,3808	-0,1224	0,1753		0,1827	0,6727		0,0535	0,5279	
$\delta_{15}$	-0,0326	0,3819	0,0651	0,1758		-0,3041	0,6747		-0,1229	0,5295	
$\delta_{16}$	0,2426	0,3809	0,0525	0,1753		0,3702	0,6728		0,3628	0,5280	
$\delta_{17}$	-0,2124	0,3812	-0,1702	0,1755		-0,4763	0,6734		-0,7667	0,5285	
$\delta_{18}$	-0,1933	0,3863	-0,3368	0,1778 *		-0,1221	0,6824		-0,3401	0,5355	
$\delta_{19}$	-0,1472	0,3840	0,2817	0,1767		-0,5615	0,6783		-0,1788	0,5323	

Esta tabla presenta los valores de los coeficientes y sus desviaciones estándar para el modelo que incluye el VIBEX. Los coeficientes 0 a 19 corresponden a las rentabilidades anormales para cada cartera (VW/EW) y región (Cataluña/Resto de España). \*, \*\*, \*\*\* representan significatividad al 10%, 5% y 1% respectivamente. Los coeficientes y las desviaciones estándar se multiplican por 100, excepto betas y landas.

## 4.2. Resultados a nivel empresa

En este apartado mostramos la incidencia de las variables explicativas en todas las ventanas de evento. De esta manera es posible observar el cambio en la importancia de diferentes factores a lo largo del tiempo y averiguar con que rapidez fue absorbida la información por el mercado.

En todas las tablas, los coeficientes se muestran para cada variable y para cada longitud, y la desviación estándar se puede encontrar entre paréntesis. Además, presentamos el *r*-cuadrado ajustado para cada ecuación. Se omiten los coeficientes para los efectos de la industria.

En la tabla 9 se presentan los resultados utilizando  $\ln\text{Sub}_i$  como nivel de internacionalización. Tomando la muestra completa, el número de filiales tiene el signo esperado para todas las regresiones, y tiene una trayectoria creciente hasta el día seis, pero solo es significativo en el día cero. En ese día, tener dos filiales en el extranjero implica un incremento medio del 0,35% en los rendimientos anormales.

Un resultado similar se obtiene con la muestra restringida, pero la significatividad aparece en la ventana (0, 2), probablemente causada por la actuación del segundo día. Alcanza su máximo en el punto en el que hay una prima del 1,21% por tener dos filiales en el extranjero. Esto puede indicar que los inversores reaccionaron rápidamente a esta información.

Con respecto a las opciones de crecimiento, los coeficientes para  $M/B_i$  son intermitentemente significativos y, a excepción de la ventana (0, 2), son negativos para todas las ventanas. En cualquier caso, la significatividad económica no es grande, el mayor coeficiente significativo para ambas muestras es el correspondiente a  $CAR(0, 6)$ , donde tener un valor de mercado dos veces el valor contable implica una caída media de los rendimientos anormales del 0,18%.

$ACAT_i$  también tiene el signo esperado, pero no sigue un patrón claro de ajuste. Además, solo es significativo durante el primer día, cuando una empresa con al menos una filial en esa región tiene rendimientos anormales un 1,05% más bajos. Teniendo en cuenta la muestra restringida, la importancia de tener filiales en Cataluña desaparece.

Además,  $D/A_i$  y  $Cash_i$  tienen el signo esperado y son económica y estadísticamente significativos para la ventana (0, 2).

$\ln MC_i$  es positivo y significativo hasta el último período (el penúltimo en la muestra restringida), confirmando los signos del análisis geográfico y sugiriendo que no hubo una rápida absorción de esta información. Por ejemplo, una empresa con una capitalización de mercado de 4.860 millones (C1) obtiene una prima positiva en CAR (0, 2) de 333 puntos básicos (261 utilizando la muestra restringida) en comparación con una empresa con un valor de mercado de 267 millones (C3).

Finalmente, el r-cuadrado también da información valiosa. La capacidad de este conjunto de regresores para explicar la heterogeneidad de los rendimientos anormales es de alrededor del 20% (25,81% en su máximo) hasta el día seis, después de ese momento, la capacidad de explicar la varianza transversal prácticamente desaparece.

Tabla 9: Resultados de las regresiones transversales							
Panel A	Muestra completa (n=115)						
	AR (0)	CAR (0, 2)	CAR (0, 4)	CAR (0, 6)	CAR (0, 9)	CAR (0, 14)	CAR (0, 19)
Constante	-7,8310*** (2,7900)	-28,3072*** (8,8395)	-19,0441*** (5,5596)	-28,3827*** (7,3549)	-15,0983*** (5,1483)	-14,9427** (6,3896)	-17,2890** (7,5296)
lnSub	0,3173* (0,1833)	0,4253 (0,5050)	0,5024 (0,3768)	0,5769 (0,4946)	0,1513 (0,3831)	0,1967 (0,5018)	0,1509 (0,6149)
lnMC	0,3186** (0,1409)	1,1518** (0,4465)	0,7196*** (0,2717)	1,0972*** (0,3646)	0,5701** (0,2456)	0,4839* (0,2907)	0,5325 (0,3401)
Ebit/Eq	-0,1115 (0,8456)	-0,2501 (1,8754)	0,2172 (1,3475)	0,6628 (2,0242)	-0,7238 (1,9566)	-2,1002 (2,6258)	1,3978 (2,7938)
M/B	-0,0428** (0,0189)	0,0381 (0,1061)	-0,0119 (0,0439)	-0,0879** (0,0376)	-0,0199 (0,0595)	-0,0365 (0,0539)	-0,1147** (0,0554)
S.Grwth	0,2484 (0,2500)	0,3956 (0,4038)	-0,1219 (0,3844)	0,2084 (0,6604)	-0,0071 (0,4848)	0,7321* (0,4396)	1,1043** (0,5292)
A.Cat	-1,0465** (0,4644)	-0,7471 (1,1386)	-0,8854 (0,8157)	-0,4637 (1,0216)	-1,4982 (1,2306)	-0,3469 (1,6408)	-0,5067 (1,7691)
Adj.R2	0,2064	0,2345	0,2372	0,2560	0,1132	0,0546	0,0859
Panel B	Muestra restringida (n=92)						
	AR (0)	CAR (0, 2)	CAR (0, 4)	CAR (0, 6)	CAR (0, 9)	CAR (0, 14)	CAR (0, 19)
Constante	-7,8227** (3,0685)	-40,0954*** (8,2685)	-18,5307** (8,1660)	-33,4083*** (10,1427)	-14,8279*** (10,6993)	-23,6934 (12,3971)	-23,7432 (16,3001)
lnSub	0,3546 (0,2490)	1,0956* (0,6509)	0,4781 (0,5138)	1,0075 (0,6465)	0,3646 (0,5009)	-0,0774 (0,6683)	-0,4034 (0,8574)
lnMC	0,3035* (0,1642)	0,9020* (0,4585)	0,6234** (0,3092)	0,8971** (0,3719)	0,4237** (0,2541)	0,4433 (0,3016)	0,5075 (0,3635)
Ebit/Eq	-0,1786 (0,9786)	0,4019 (2,0706)	-0,0179 (1,3567)	0,7884 (2,1834)	-0,7526 (1,9204)	-1,4101 (2,6787)	2,0662 (2,746)
M/B	-0,0483** (0,0220)	0,0315 (0,0715)	-0,0123 (0,0333)	-0,093*** (0,0346)	-0,0228*** (0,0583)	-0,0298 (0,0605)	-0,1028 (0,0717)
S.Grwth	0,1690 (0,2365)	0,4905 (0,3240)	-0,2267 (0,3299)	0,0242 (0,5408)	-0,1502 (0,4397)	0,6562*** (0,4195)	1,2295*** (0,442)
A.Cat	-0,9202 (0,5793)	-1,6841 (1,4330)	-1,0319 (0,9790)	-1,2964 (1,2173)	-2,1103 (1,5648)	0,5306 (2,1425)	1,1076 (2,1705)
A.Grwth	1,1334 (1,0655)	1,8296 (2,1777)	1,7142 (2,3893)	2,2859 (2,5865)	2,1519 (2,1238)	-2,456 (3,3659)	-4,1994 (3,3036)
D/A	0,1147 (1,2522)	-4,6598* (2,5366)	0,3251 (1,7318)	-1,7846 (2,5282)	-0,3265 (2,9381)	2,3641 (3,5566)	0,3356 (4,1518)
Cash	-1,7390 (3,9906)	14,3783** (6,6274)	9,1986 (5,6535)	9,9037 (9,3089)	12,2713 (7,2596)	6,6781 (8,0915)	6,334 (8,9877)
Adj.R2	0,1213	0,2581	0,1483	0,1944	-0,0220	-0,0939	-0,0496

Esta tabla presenta los principales resultados de la regresión transversal para la muestra completa (Panel A) y la muestra sin compañías financieras (Panel B). Acrónimos explicados en la sección 3. Todos los datos se obtuvieron de los informes anuales y de la Bolsa de Madrid. Adj. R2 es el R2 ajustado de la regresión. Los coeficientes y las desviaciones estándar se multiplican por 100. La desviación estándar está entre paréntesis y \*\*\*, \*\* y \* significa significatividad al 10%, 5% y 1% respectivamente.

La siguiente tabla muestra los resultados de las regresiones transversales al introducir  $FA_i$ . Los resultados de  $FS_i$  no muestran diferencias cualitativas en comparación con la primera variable y los resultados de  $FFA_i$  tampoco porque son bastante similares a los obtenidos para  $FA_i$ .

La muestra desciende en 32 en la muestra completa y en 29 en la restringida. En general, hay una disminución en el tamaño de los coeficientes, pero no en la importancia.

Hay ganancias en la significatividad para la primera y tercera longitud en la muestra completa y se observa un patrón creciente hasta  $CAR(0, 4)$ . Para la muestra restringida, la del período  $(0, 2)$  se mantiene, y aumenta para  $(0)$  y  $(0, 6)$ . En comparación con  $\ln Subi$ , este resultado sugiere que los inversores no incorporaron información tan rápidamente. En el período  $(0, 4)$ , alcanza su máximo; en este intervalo, una firma con el 74,80% de sus activos en el exterior (C1) obtuvo una prima del 2,17% (2,20% en la muestra restringida) sobre una empresa con el 0,37% (C3) de sus activos en el exterior.

No hay sorpresas en el resto de los factores, excepto  $ACAT_i$ , que no es significativo en ningún caso.

<b>Tabla 10: Resultados de las regresiones transversales utilizando activos extranjeros</b>							
<b>Panel A</b>	<b>Muestra completa (n=83)</b>						
	<b>AR (0)</b>	<b>CAR (0, 2)</b>	<b>CAR (0, 4)</b>	<b>CAR (0, 6)</b>	<b>CAR (0, 9)</b>	<b>CAR (0, 14)</b>	<b>CAR (0, 19)</b>
<b>Constante</b>	-7,733*** (2,4088)	-24,6198*** (8,1256)	-18,1521*** (5,646)	-29,1184*** (8,1908)	-17,1655*** (5,5951)	-16,9146** (7,5969)	-20,3079** (9,4373)
<b>FA</b>	1,2674** (0,6005)	1,9868 (1,9896)	2,925* (1,4777)	2,3016 (1,8709)	1,1704 (1,5574)	1,4832 (1,7982)	1,3860 (2,0929)
<b>lnMC</b>	0,2929** (0,1219)	0,9212** (0,4139)	0,6532** (0,272)	1,0896*** (0,4092)	0,6513** (0,2604)	0,5546 (0,335)	0,6568 (0,4262)
<b>Ebit/Eq</b>	0,2052 (0,6864)	0,7614 (1,9759)	0,4269 (1,3689)	1,7372 (2,0111)	-0,745 (1,7973)	-0,0685 (2,2224)	1,6662 (3,0053)
<b>M/B</b>	-0,0424** (0,0191)	0,0158 (0,1269)	-0,0231 (0,0373)	-0,0917** (0,0456)	0,0257 (0,029)	-0,0106 (0,0414)	-0,0718* (0,0391)
<b>S.Grwth</b>	0,1974 (0,1943)	0,3442 (0,3562)	-0,1531 (0,3585)	0,1712 (0,579)	-0,0812 (0,4429)	0,9663** (0,4133)	1,2852*** (0,4737)
<b>A.Cat</b>	-0,5645 (0,5118)	0,578 (1,6587)	-0,4643 (1,1753)	0,3539 (1,5609)	-1,3172 (1,2483)	-0,5762 (1,7187)	-0,9768 (2,0767)
<b>Adj.R2</b>	0,2705	0,1743	0,2447	0,2849	0,1934	0,155	0,1292
<b>Panel B</b>	<b>Muestra restringida (n=63)</b>						
	<b>AR (0)</b>	<b>CAR (0, 2)</b>	<b>CAR (0, 4)</b>	<b>CAR (0, 6)</b>	<b>CAR (0, 9)</b>	<b>CAR (0, 14)</b>	<b>CAR (0, 19)</b>
<b>Constante</b>	-8,2606** (3,9593)	-37,7555*** (9,8509)	-18,4484 (9,7061)	-35,0146*** (12,9862)	-20,215* (11,6464)	-20,8149 (14,3455)	-18,4026 (18,2603)
<b>FA</b>	1,3707* (0,7804)	5,1725* (2,6101)	2,9578 (1,8428)	4,6318* (2,4735)	1,9605 (2,2248)	1,4485 (1,9307)	0,9156 (2,1734)
<b>lnMC</b>	0,2607** (0,1296)	0,6747* (0,3804)	0,5300* (0,296)	0,9078** (0,4218)	0,5579* (0,2842)	0,3624 (0,2751)	0,4201 (0,3692)
<b>Ebit/Eq</b>	0,209 (0,7077)	1,1364 (2,0366)	0,0563 (1,4594)	1,5998 (2,1671)	-0,8838 (1,7405)	0,3965 (2,2282)	1,8697 (3,0746)
<b>M/B</b>	-0,0466*** (0,0157)	0,0077 (0,0734)	-0,0155 (0,0283)	-0,0977*** (0,0341)	0,0301 (0,0272)	-0,0072 (0,0468)	-0,0636 (0,0522)
<b>S.Grwth</b>	0,1448 (0,1949)	0,5857 (0,3947)	-0,2256 (0,338)	0,1092 (0,5391)	-0,2256 (0,4046)	1,1816*** (0,3835)	1,7127*** (0,5635)
<b>A.Cat</b>	-0,0141 (0,6172)	-0,2437 (2,1162)	-0,5247 (1,5745)	-0,5280 (1,963)	-2,3437 (1,7655)	-0,1917 (1,946)	0,2176 (2,2775)
<b>A.Grwth</b>	0,0145 (0,6085)	0,3471 (1,7554)	1,0669 (2,3502)	1,3058 (2,4228)	1,3264 (2,3333)	0,7284 (2,6327)	-0,1786 (3,6467)
<b>D/A</b>	-0,4825 (1,4283)	-6,6877* (3,6018)	0,5682 (2,2293)	-3,4586 (3,7078)	0,2055 (2,9896)	-0,4675 (3,8584)	-2,2124 (5,4037)
<b>Cash</b>	-2,5156 (4,3987)	17,0647** (7,528)	10,7301 (6,9271)	11,4712 (10,7545)	15,7172* (8,8311)	15,4418** (7,3466)	13,3425** (10,1893)
<b>Adj.R2</b>	0,1359	0,2427	0,1389	0,2100	0,0046	-0,0361	-0,0888

Los coeficientes y las desviaciones estándar se multiplican por 100. Esta tabla presenta los principales resultados de la regresión transversal para la muestra completa (Panel A) y la muestra sin compañías financieras (Panel B) para la especificación que incluye activos extranjeros. Acrónimos explicados en la sección 3. Todos los datos se obtuvieron de los informes anuales y de la Bolsa de Madrid. Adj. R2 es el R2 ajustado de la regresión. La desviación estándar está entre paréntesis y \*\*\*, \*\* y \* significa significatividad al 10%, 5% y 1% respectivamente.

Como se explicó anteriormente, también implementamos dos pruebas de robustez adicionales. La primera, que incluye el factor regional, no cambia mucho nuestros resultados previos. En la muestra completa, la variable de Cataluña ( $ACAT_i$ ) no es significativa en ninguna ventana. Sin embargo, en la muestra restringida, es significativa y negativa en CAR (0, 2), pero ninguna variable pierde su relevancia debido a ello. En este sentido, concluimos que nuestros hallazgos a nivel de empresa no son exclusivamente producto del hecho de ser catalanas.

Por otro lado, la última tabla muestra los resultados cuando recortamos la muestra para cada longitud un 5%. Esta tabla es directamente comparable a la primera presentada en la sección.

En primer lugar, la variable  $\ln Sub_i$  es un poco más pequeña, pero gana significatividad para ambas muestras en el día cero, mientras que su importancia desaparece en la ventana (0, 2) para la muestra restringida, pero gana para la ventana (0, 6).

En particular, el resultado más asombroso es el de la variable  $Ebit/Eq_i$ . Ahora, no solo tiene el signo esperado en todas las ventanas, sino que también es económica y estadísticamente significativa para el intervalo de 0 a 6. Este hallazgo sugiere que los resultados anteriores estaban siendo provocados por firmas con un valor extremo en esta medida de rentabilidad.

Finalmente, la medida  $ACAT_i$  ya no es significativa, confirmando los resultados obtenidos con el otro control de robustez comentado anteriormente.

Tabla 11: Resultados de las regresiones transversales							
Panel A	Muestra recortada completa (n=111)						
	AR (0)	CAR (0, 2)	CAR (0, 4)	CAR (0, 6)	CAR (0, 9)	CAR (0, 14)	CAR (0, 19)
Constante	-6,5907*** (1,8401)	-25,1899*** (7,8741)	-14,285*** (4,3811)	-24,4734*** (6,5287)	-11,355** (3,6282)	-6,9539 (4,4995)	-8,1491* (4,781)
lnSub	0,2708** (0,1349)	0,3309 (0,4619)	0,4569 (0,3358)	0,3957 (0,4342)	0,0132 (0,3249)	0,1123 (0,4333)	0,0939 (0,5313)
lnMC	0,2396** (0,0913)	0,9887** (0,3962)	0,5125** (0,2138)	0,9456*** (0,3234)	0,4123** (0,1858)	0,1527 (0,2098)	0,1526 (0,2186)
Ebit/Eq	0,293 (0,5766)	0,8700 (1,5454)	1,1506 (1,1296)	2,8716* (1,5816)	0,1862 (1,5545)	0,117 (2,0087)	4,1021* (2,1093)
M/B	-0,0384** (0,0174)	-0,0743*** (0,0251)	-0,017 (0,043)	-0,1088*** (0,0316)	-0,009 (0,0472)	-0,0309 (0,0496)	-0,111** (0,0513)
S.Grwth	0,1419 (0,1247)	0,2933 (0,2686)	-0,2746 (0,2465)	0,0279 (0,4764)	-0,2374 (0,2723)	0,6144* (0,3634)	0,9639* (0,5323)
A.Cat	-0,3976 (0,3374)	0,0045 (1,0471)	-0,8022 (0,7511)	-0,8068 (0,9519)	-1,2609 (1,0499)	-0,4455 (1,2108)	-0,7272 (1,3387)
Adj.R2	0,2631	0,2803	0,2013	0,2670	0,1424	0,0648	0,0901
Panel B	Muestra recortada restringida (n=88)						
	AR (0)	CAR (0, 2)	CAR (0, 4)	CAR (0, 6)	CAR (0, 9)	CAR (0, 14)	CAR (0, 19)
Constante	-9,3974*** (2,637)	-36,5827*** (8,4804)	-5,4584 (6,3413)	-21,6754*** (7,8489)	-0,8746 (7,2416)	-9,2371 (10,5289)	-8,4515 (13,5619)
lnSub	0,3093** (0,1517)	0,8114 (0,603)	0,4664 (0,4281)	0,9688* (0,5099)	0,0466 (0,4258)	-0,1824 (0,5717)	-0,1957 (0,7313)
lnMC	0,2002** (0,089)	0,8134* (0,4134)	0,4198* (0,2339)	0,6388** (0,2497)	0,3763* (0,2246)	0,2063 (0,2194)	0,1763 (0,245)
Ebit/Eq	0,3985 (0,5714)	1,4746 (1,6271)	0,63 (1,0994)	4,2719*** (1,1427)	0,173 (1,3184)	0,9584 (1,9285)	2,8678 (1,7609)
M/B	-0,0397*** (0,0131)	-0,0504 (0,0347)	-0,0097 (0,0241)	-0,1288*** (0,0299)	-0,008 (0,0361)	-0,0369 (0,042)	-0,0963** (0,0442)
S.Grwth	0,0822 (0,0912)	0,3129 (0,2614)	-0,3925* (0,2316)	-0,0969 (0,3031)	-0,1884 (0,2896)	0,8661** (0,4076)	1,3025*** (0,4098)
A.Cat	-0,1747 (0,4128)	-0,4909 (1,2972)	-1,3071 (0,8891)	-1,2267 (1,1788)	-1,5754 (1,3685)	-0,2314 (1,5426)	0,1293 (1,6165)
A.Grwth	0,2576 (0,4814)	0,9342 (1,4605)	1,4168 (1,9512)	1,8217 (1,9607)	2,2407 (1,835)	1,1005 (2,6488)	-1,5319 (2,1858)
D/A	-0,4898 (0,9098)	-2,4082 (2,671)	1,1208 (1,7017)	-2,7751 (2,1302)	-0,6886 (2,0415)	3,2199 (3,2533)	2,7649 (3,4353)
Cash	2,4717 (2,4191)	10,8745* (6,4033)	3,8257 (4,0297)	-0,6762 (6,2205)	6,1257 (4,256)	8,4913 (6,6177)	8,5844 (7,6965)
Adj.R2	0,2048	0,2596	0,1460	0,2581	0,0669	-0,0624	-0,0735

Los coeficientes y las desviaciones estándar se multiplican por 100. Esta tabla presenta los principales resultados de la regresión transversal para la muestra completa (Panel A) y la muestra sin compañías financieras (Panel B), ambas recortadas al 5%. Acrónimos explicados en la sección 3. Todos los datos se obtuvieron de los informes anuales y de la Bolsa de Madrid. Adj. R2 es el  $R^2$  ajustado de la regresión. La desviación estándar está entre paréntesis y \*\*\*, \*\* y \* significa significatividad al 10%, 5% y 1% respectivamente.

## 5. Estudio del evento de la fuga de compañías en Cataluña

En esta última sección, incluimos un estudio del evento adicional porque durante la crisis tuvo lugar un proceso inusual: Muchas empresas con sede en Cataluña se trasladaron a otra región y para finales de 2017 más de 3 mil corporaciones se habían trasladado fuera de Cataluña. Llamamos a este proceso fuga de compañías y en el período que abarca nuestra ventana de eventos 12 de las 23 empresas que cotizan en bolsa abandonaron la región.<sup>42</sup>

Este proceso podría demostrar que la incertidumbre política estaba tan latente que los directivos decidieron cambiar su sede para tranquilizar a los inversores. Este estudio del evento tiene como objetivo evaluar si los inversores valoraron positivamente esta decisión, y aunque el alcance es limitado debido a la pequeña muestra, es la muestra completa.

Por lo tanto, y dados nuestros estimadores de rendimientos anormales ( $\delta_i$ ), definimos  $AR_i(0)$  como el retorno anormal para el día en que la empresa abandonó la región (por ejemplo, Oryzon fue la primera empresa en abandonar Cataluña y su  $AR_i(0)$  se corresponde con el coeficiente  $\delta_2$ . Además, construimos los  $CAR_i(0,1)$  agregando el coeficiente del siguiente día hábil, este enfoque se adopta porque estamos tratando con una muestra que contiene pequeñas empresas que a menudo tienen problemas de liquidez, lo que podría retrasar la reacción a la información proporcionada.

En la tabla 12, podemos ver los estimadores. Tenemos una media de los  $AR_i(0)$  de 3,48%, que es grande en comparación con la media de la muestra completa de rendimientos anormales de -0,02%. Por su parte la desviación estándar es del 5,99% con valores extremos que van desde el -2,10% hasta el 17,62%. Como se puede observar, no hay

---

<sup>42</sup> Lista de empresas que abandonaron Cataluña debido al proceso independentista. (28 de diciembre de 2017). 20minutos. Recuperado de <https://www.20minutos.es/>. Consulta por última vez el 30 de mayo de 2019.

aumento de los rendimientos anormales al ampliar la ventana de eventos hasta dos días, aunque sí en el número de retornos positivos (hasta el 83,33% de la muestra).

<b>Tabla 12: Estadísticas de la fuga de compañías</b>		
	<b>ARi(0)</b>	<b>CARi(0,1)</b>
<b>Muestra</b>	12	
<b>Media</b>	3,4795	3,2718
<b>DT</b>	5,9862	6,7162
<b>Valores positivos</b>	8	10
<b>%Positivos</b>	66,67%	83,33%
Esta tabla muestra estadísticas de rendimientos anormales (ARi(0)) y rendimientos anormales acumulados (CARi(0,1)) para la fuga de compañías. Las medias y las desviaciones estándar se multiplican por 100.		

Por lo demás, realizamos un estudio del evento estándar con la ventaja de que el modelo SUR ya tiene en cuenta la correlación. Por esta razón, utilizamos la prueba F para restricciones lineales, y además una prueba transversal estándar, con la misma hipótesis nula: el promedio de rendimientos anormales durante la fuga fue igual a cero.

En cambio, la hipótesis alternativa sería que los inversores interpretaron el cambio de sede como una forma de evitar el riesgo asociado al proceso independentista.

En la tabla 13, podemos observar pruebas sólidas contra la hipótesis nula durante el primer día del evento (al 5% para la prueba CS y al 1% para la prueba F), por lo que la información se incorporó rápidamente a los precios. La evidencia se difumina cuando la ventana del evento es más amplia y solo es significativa al 10% en la segunda prueba.

<b>Tabla 13: Pruebas de hipótesis de la fuga de compañías</b>		
<b>Prueba/Hipótesis</b>	<b>AAR(0) = 0</b>	<b>CAAR(0,1) = 0</b>
<b>CS test (test t(11))</b>	2,0135**	1,6875*
<b>F test (12, 13800)</b>	3,5910***	1,4363
Esta tabla contiene los valores críticos de las pruebas correspondientes al test transversal y al test F correspondientes a las restricciones lineales del modelo. Grados de libertad entre paréntesis. La hipótesis es la hipótesis nula de que no hay retornos anormales y no hay rendimientos anormales acumulativos.		

## **6. Conclusiones**

En este artículo hemos analizado uno de los procesos más generadores de incertidumbre en la historia reciente de España: la crisis catalana de 2017. Hemos establecido que el inicio de este evento fue cuando tuvo lugar el referéndum ilegal y el final fue cuando el gobierno español tomó el control de la región, entendido como el día en que la incertidumbre llegó a su fin.

Según los principales hechos ocurridos, encontramos caídas económica y estadísticamente significativas en las compañías catalanas tras el plebiscito y el discurso del rey. Estos resultados también son observables en empresas del resto de España cuando utilizamos carteras igualmente ponderadas.

Todos estos resultados se mantienen cuando cambiamos nuestro modelo de rentabilidad normal por uno que incluye cambios en el índice de volatilidad (VIBEX).

Durante nuestro segundo análisis confirmamos que los primeros días de la crisis catalana afectaron al valor relativo de las empresas que cotizan en la bolsa española.

En este contexto, el nivel de internacionalización tuvo un efecto positivo y grande en los retornos, y las sociedades con mayor crecimiento esperado estuvieron más expuestas a la crisis catalana. Los inversores también valoraron positivamente el tamaño de la empresa.

Por último, pero no menos importante, encontramos evidencia débil de que las empresas con más apalancamiento y menor porcentaje de efectivo sufrieron mayores caídas en los rendimientos anormales.

En cuanto a lo que llamamos fuga de compañías, concluimos que en promedio el mercado reaccionó positivamente al cambio de sede, aunque debemos ser cautelosos con este hallazgo porque está muy limitado por la muestra.

En general, creemos que esta investigación aborda y genera debate sobre la incidencia y duración de variables específicas en los rendimientos en un entorno de riesgo político. Pero más allá del ámbito académico, esperamos que contribuya al análisis que realizan las diferentes instituciones públicas e inversores a la hora de resolver conflictos de este tipo.



**CAPÍTULO 2. EVENTO A NIVEL EUROPEO:  
*WHO FEARS THE FAR RIGHT? AGGREGATE AND FIRM-LEVEL  
EVIDENCE FROM THREE WESTERNEUROPEAN STOCK  
MARKETS.*<sup>43</sup>**

---

<sup>43</sup> Este capítulo es una transcripción al castellano del artículo original en inglés. Publicado en el segundo ejemplar del volumen 71 de 2021. *Czech Journal of Economics and Finance-Finance a úver*. Indexada en la categoría de negocios-finanzas de *Journal Citation Reports* (101/110-Q4). Indexada en la categoría de finanzas de *Scopus (Elsevier)* (187/288-Q3). Accesible en: <http://journal.fsv.cuni.cz/mag/article/show/id/1484>. Consultado por última vez el 8 de marzo de 2022.



## 1. Introducción

En 2002, Jean-Marie Le Pen llegó a la segunda vuelta de las elecciones presidenciales francesas, un hito histórico para la extrema derecha. Estos resultados se repitieron varias veces en las elecciones legislativas, pero el sistema francés de dos vueltas permitió aislar sistemáticamente al Frente Nacional.

En los sistemas parlamentarios casi proporcionales<sup>44</sup>, la mayoría de los partidos crearon los famosos "cordones sanitarios" alrededor de la extrema derecha, pero recientemente han permitido a los partidos de Finlandia, Austria e Italia entrar en el gobierno mediante acuerdos de coalición.

Nuestra investigación se centra en la reacción de los mercados de valores a estos procesos. Es un análisis importante porque puede contribuir a una mejor cobertura para el futuro y también es interesante entender la reacción de los mercados de capitales ante una serie de acontecimientos políticos que son objeto de discusión y controversia en la sociedad.

Hay dos elementos que pueden afectar directamente a los beneficios y a la tasa esperada por los inversores: la incertidumbre política y los valores que estos partidos promueven.

Respecto al primero, la literatura financiera ha sido abundante y prolífica en los últimos años. En concreto, los artículos sobre Donald Trump (Wagner et al., 2018), el Brexit (Hill et al., 2019; Oehler et al., 2017), el conflicto entre China y Taiwán (He et al., 2017), la campaña anticorrupción de China (Wang et al., 2018) o la trama de corrupción que involucró al presidente de Brasil en 2017 (Hillier y Loncan, 2019), demuestran la relación negativa entre la inestabilidad política y la rentabilidad bursátil.

En otra línea de investigación, la Teoría Partidista<sup>45</sup> (Hibbs, 1977), que relaciona la economía y la posición ideológica de los partidos políticos, también se ha trasladado a las finanzas corporativas y algunas evidencias muestran que los retornos agregados y la volatilidad se ven afectados por la ideología de los partidos en el poder.

---

<sup>44</sup> Casi proporcionales hace referencia a aquellos países que usan como sistema electoral el escrutinio proporcional plurinominal, con el uso de la Ley D'Hont o sistemas similares, como en muchos países europeos y en la mayoría de América del Sur. En contraposición, tendríamos los sistemas de escrutinio mayoritario uninominal, que claramente favorecen el bipartidismo, y que se usan en casi todos los países que alguna vez fueron colonia o protectorado británico. Téngase en cuenta que esto es una breve simplificación, ya que existen muchos sistemas mixtos entre los dos descritos aquí.

<sup>45</sup> El término original es *Partisan Theory*.

Teniendo en cuenta lo anterior, el objetivo de esta investigación es triple. En primer lugar, cuantificar el efecto de la extrema derecha en los mercados de valores, a través de las observaciones específicas que provocan rendimientos anormales significativos. En segundo lugar, comparar la reacción en tres mercados para encontrar similitudes y diferencias. Y, por último, demostrar si las reacciones están relacionadas con las propuestas de estos partidos y/o con los fundamentos a nivel de empresa.

Nuestra investigación contribuye a la literatura sobre cómo la inestabilidad política se traslada a los mercados, ya que los resultados de las elecciones fueron ajustados, requirieron diálogo y llevaron al poder a partidos que nunca lo habían hecho. Sin embargo, su principal aportación es que se trata del primer estudio sobre la reacción de los mercados de capitales ante la llegada al poder de la extrema derecha, ya que no se habían realizado estudios con partidos de ese signo.

Además, nuestro estudio es también el primero que se centra en un proceso de negociación. Abarca el periodo comprendido entre el día en que anunciaron oficialmente el inicio de las conversaciones y el día en que presentaron su acuerdo.

Este proceso genera incertidumbre *per se*, ya que los inversores no pueden descontar de antemano las propuestas que afectan a su cartera. Sin embargo, estas negociaciones presentaban un riesgo añadido porque las partes negociadoras incluían propuestas consideradas radicales en sus programas.

Identificamos los distintos episodios que podían aportar nueva información a los participantes en el mercado durante las negociaciones. A continuación, utilizando una metodología de estudio de eventos con diferentes modelos, analizamos cómo afectaron estas jornadas a los índices bursátiles nacionales en comparación con el resto de Europa.

Además, estos resultados se contrastan con una muestra de los rendimientos anormales de más de 200 empresas. Esta muestra también se utiliza para el examen de las diferentes exposiciones al riesgo en una selección de períodos, considerando los efectos fijos de la industria, el tamaño, el valor y variables relacionadas con las propuestas populistas de la ultraderecha.

## 2. Estado de la cuestión

El valor actual de una empresa es una función de los flujos de caja futuros y de un factor de descuento, y el nivel de inestabilidad política puede afectar a ambas variables (Belkhir et al., 2017 o Liu et al., 2017).

La definición de evento causante de incertidumbre en política económica es heterogénea. Al examinar la literatura reciente, podemos encontrar investigaciones basadas en: elecciones nacionales (Goodell y Vähämaa, 2013 o Wagner et al., 2018), referendos (Acker y Duck, 2015 o Schiereck et al., 2016), disputas entre países (He et al., 2017) o escándalos políticos (Liu et al., 2017 o Hillier y Loncan, 2019). En este sentido, el estudio de Baker, Bloom y Davies (2013; 2016) merece especial atención ya que crearon el índice EPU, mediante el cual se pueden identificar los picos de incertidumbre en un país.

Para nuestro trabajo, nos centramos especialmente en la relación entre las diferentes elecciones y el mercado de valores. En este contexto, muchos investigadores desarrollaron un marco en el que la posición ideológica del partido ganador es clave. Esto se conoce como la Teoría Partidista<sup>46</sup>, que afirma que los partidos de izquierdas hacen subir la inflación y los tipos de interés mediante políticas expansivas, mientras que se espera el comportamiento contrario cuando los partidos de derechas llegan al poder.

Sin embargo, ¿afecta este ciclo al mercado de valores? Hay pruebas basadas en los mercados bursátiles de EE. UU., pero no siempre en la misma dirección. Utilizando datos de 1927 a 2000, Santa-Clara y Valkanov (2003) encontraron que bajo gobiernos del Partido Demócrata los rendimientos agregados eran significativamente mayores. Por su parte, Leblang y Mukherjee (2005) descubrieron que, desde 1930, los Estados Unidos y el Reino Unido experimentaron el resultado contrario.

Camyar y Ulupinar (2013) relacionaron los rendimientos positivos con los gobiernos de izquierdas en un estudio de 21 países industrializados, entre ellos Finlandia, Austria e Italia, mientras que Stoian y Tatu-Cornea (2015) encontraron débiles indicios del resultado opuesto para las economías de la CEE (Comunidad Económica Europea). Por su parte, Pardo y Furió (2010) no encontraron ninguna prueba de que afectara a los

---

<sup>46</sup>De hecho, existe una dicotomía entre la Teoría Partidista clásica (Hibbs, 1977) y la Teoría Partidista Racional. Véase Wisniewski (2016).

rendimientos en España. Estos estudios en su conjunto sugieren que la teoría partidista depende del momento histórico y es específica de cada país.

Nuestra investigación tiene una característica distintiva ya que los tres países son sistemas democráticos casi proporcionales, por lo que los gobiernos de mayoría absoluta son casos aislados, y esto hace más difícil separar el efecto de un partido en el gobierno. En este sentido, Bechtel y Füß (2008) presentan evidencia de Alemania entre 1970 y 2005, y afirman que los gobiernos multipartidistas están asociados con la estabilidad de los rendimientos de las acciones, ya que es menos probable que cualquier ley sea finalmente ejecutada.

Vuchelen (2003) destaca que, en un sistema casi proporcional, como Bélgica, la inestabilidad no se resuelve cuando se conocen los resultados, ya que los partidos deben empezar a negociar, y tienen que alterar sus propuestas buscando un consenso con otros partidos. Según la Hipótesis de la Información Incierta (UIH) (Brown et al., 1988), esto haría que los rendimientos disminuyeran hasta que se acabara la incertidumbre.

En concreto, nuestro artículo aborda la reacción temprana del mercado y de las empresas que lo componen a la entrada de la extrema derecha en una coalición de gobierno. Esto ocurrió en Finlandia en 2015 con: la coalición tripartita de KESK (*Keskusta*, centro), PS (*Perussuomalaiset*, extrema derecha) y KOK (*Kokoomus*, derecha); la coalición en Austria en 2017 entre ÖVP (*Österreichische Volkspartei*, derecha) y FPÖ (*Freiheitliche Partei Österreichs*, extrema derecha); y la coalición en Italia en 2018 entre M5S (*Movimento 5 Stelle*, "centro"<sup>47</sup>) y LN (*Lega Nord*, extrema derecha)<sup>48</sup>.

La suposición inicial es que este hecho no podía ser descontado de antemano por los inversores ya que las encuestas eran ajustadas, pero en ningún caso predecían una victoria clara de la derecha, y menos de la extrema derecha<sup>49</sup>. Además, estas coaliciones no se

---

<sup>47</sup> La ideología del M5S está en disputa, ya que nunca reconocen ninguna de las etiquetas estándar y los medios de comunicación suelen referirse a ellos como populistas.

<sup>48</sup> Utilizamos el término de extrema derecha porque está ampliamente aceptado y se utiliza para definir a los partidos contrarios a la inmigración y al multiculturalismo y, en este caso, euroescépticos, pero dista mucho del término utilizado para definir al fascismo tradicional. Véase Mohammadi y Nourbakhsh (2017) y Van Hauwaert (2019).

<sup>49</sup> Se consultaron las encuestas en: <https://www.politico.eu/europe-poll-of-polls/italy/>; <https://www.politico.eu/europe-poll-of-polls/finland/>; <https://www.politico.eu/europe-poll-of-polls/austria/> y <https://www.electoral.com/internacional/austria/>; <https://www.electoral.com/internacional/finlandia/>; <https://www.electoral.com/internacional/italia/>. Consultado por última vez el 7 de julio de 2021.

habían producido nunca, por lo que era difícil predecir la posibilidad de estos gobiernos de coalición.

A este respecto, no se han publicado artículos científicos sobre las implicaciones de este tipo de coalición en los mercados financieros. En nuestra opinión, se debe principalmente a que prácticamente no ha habido gobiernos europeos de este tipo en los últimos 80 años. De hecho, la Teoría Partidista suele observar la diferencia entre gobiernos de centroderecha y de centroizquierda. Con estas condiciones tan estrechas, si actualmente existen pruebas de un mercado sesgado por el partidismo, también esperamos una reacción a un gobierno novedoso y muy politizado.

Estos partidos tienen propuestas comunes que podrían afectar negativamente a los mercados de capitales. Son euroescépticos, antiglobalización y especialmente antiinmigración. Estos puntos de vista podrían afectar negativamente a los mercados financieros a través de un cambio disruptivo de todas las políticas del *establishment* europeo, generando inestabilidad debido a la imposibilidad de saber si podrán aplicar sus propuestas y a través de qué herramientas lo harán.

Hasta aquí, hemos expuesto hechos clave relacionados con la política y los mercados financieros. En primer lugar, la relación negativa entre la incertidumbre política y los rendimientos (He et al., 2017; o Schiereck et al., 2016), que puede deberse a que los inversores reducen su exposición a ese mercado hasta que se resuelva la incertidumbre (Brown et al., 1988).

En segundo lugar, por su propia naturaleza, las situaciones que causan riesgo político provocan directamente un riesgo de mercado que es medible a través de la volatilidad de los rendimientos, y ambos están correlacionados positivamente (Goodell y Vähämaa, 2013 o Pardo y Furió, 2010).

Por último, otros investigadores han aportado información sobre la dispersión de los rendimientos a nivel de empresa y han demostrado que las diferencias en la exposición al riesgo dependen de determinadas características. Así, buenos ejemplos son las investigaciones sobre el Brexit (Davies y Studnicka, 2018; Shahzad et al., 2019) o el referéndum de independencia de Escocia (Acker y Duck, 2015).

### **3. Descripción de los eventos**

Este artículo estudia la incertidumbre durante las negociaciones gubernamentales, y podríamos decir que comienza cuando una parte convoca a otra/s para iniciar conversaciones y termina cuando llegan a un acuerdo. Este proceso es muy específico de cada país, por lo que el periodo de análisis es heterogéneo.

Brevemente, nos gustaría presentar estos tres procesos en orden cronológico. Las elecciones finlandesas tuvieron lugar el 19 de abril de 2015. El resultado fue muy ajustado a los sondeos y dio lugar a un empate a cuatro. Las negociaciones comenzaron el 8 de mayo, y el ganador (el partido KESK) eligió a los partidos KOK y PS como "compañeros de baile". El 29 de mayo, casi un mes después, terminaron las negociaciones, y la coalición a tres bandas presentó su gobierno y su programa.

En Austria, las elecciones se celebraron el 15 de octubre de 2017, cuando el FPÖ llegó al poder junto con el ÖVP. En este caso, los sondeos de opinión también se acercaron al resultado. Las negociaciones en Austria comenzaron oficialmente el 25 de octubre, pero duraron hasta el 18 de diciembre, más de 50 días, constituyendo la negociación más larga.

Finalmente, las elecciones italianas se celebraron el 4 de marzo de 2018, y dieron el resultado más inesperado: se esperaba que el M5S ganara, pero obtuvo el 33% de los votos; mientras que las encuestas habían pronosticado alrededor del 26%, y se esperaba que *Forza Italia* liderara la coalición de centroderecha con el 17% de los votos, pero cayó al 14%; al contrario, *La Lega* tomó la posición de *Forza Italia* alcanzando el 17,4% cuando se había pronosticado un 14%.

Sin embargo, éste no fue el único acontecimiento que generó incertidumbre. Primero, no se cumplió el plazo para formar gobierno, y luego la LN pidió salir de su coalición electoral (centroderecha) para negociar con otro partido (M5S) por primera vez en la historia de Italia. Después, las negociaciones entre LN y M5S comenzaron el 10 de mayo, y se completaron rápidamente el 18 de mayo.

Todo esto constituye una descripción preliminar, pero para una mejor comprensión de los diferentes periodos hemos adjuntado una tabla que describe los tres procesos y los principales acontecimientos identificados. El día cero (D0) se asigna siempre al momento en que se iniciaron formalmente las negociaciones, pero también identificamos (para

Italia y Austria) acontecimientos previos que podían afectar a la respuesta del mercado, ya que se podía intuir qué partes iban a empezar a negociar.

**Tabla 1: Descripción y cronología de los eventos**

<i>Finlandia</i>			<i>Austria</i>			<i>Italia</i>		
Fecha	Evento	Descripción	Fecha	Evento	Descripción	Fecha	Evento	Descripción
			19/10/2017	D-4	Reunión privada			
			20/10/2017	D-3				
			23/10/2017	D-2	Conversaciones con todos los partidos	08/05/2018	D-2	Agotado plazo formación gobierno
			24/10/2017	D-1		09/05/2018	D-1	Solicitud prórroga
08/05/2015	D0	Inicio diálogo	25/10/2017	D0	Inicio diálogo	10/05/2018	D0	Inicio diálogo
11/05/2015 ... 13/05/2015	D1... D3		27/10/2017	D1	Desestiman propuestas anti-UE	11/05/2018	D1	
15/05/2015	D4	Desestiman propuestas anti-UE	30/10/2017 ... 08/11/2017	D2... D8		14/05/2018	D2	Borrador acuerdo
18/05/2015 ... 25/05/2015	D5... D10		09/11/2017	D9	FPÖ visita Crimea	15/05/2018	D3	
26/05/2015	D11	Medios expulsados	10/11/2017 ... 16/11/2017	D10... D14		16/05/2018	D4	Filtración posible salida UE
27/05/2015	D12	Borrador acuerdo	17/11/2017	D15	Primeros acuerdos	17/05/2018	D5	
28/05/2015	D13		20/11/2017 ... 12/12/2017	D16... D31		18/05/2018	D6	Acuerdo
29/05/2015	D14	Acuerdo	13/12/2017	D32	Especulación pacto	Notas: Estos eventos fueron seleccionados a través de los medios de comunicación locales: <i>Helsingin Sanomat</i> e <i>Itta-Sanomat</i> de Finlandia; <i>Die Presse</i> y <i>Kronen Zeitung</i> de Austria; y <i>La Repubblica</i> e <i>Il Messaggero</i> de Italia.		
Notas: La columna fecha es el día real, la columna evento ubica el día 0 en el anuncio de las negociaciones y suma uno para cada día de negociación.			14/12/2017	D33				
			15/12/2017	D34	Última ronda diálogo			
			18/12/2017	D35	Acuerdo			

#### 4. Muestra y datos

Los datos utilizados en esta investigación consisten en precios diarios de las acciones, puntos de índice, factores de riesgo SMB (*Small Minus Big market capitalization*) y HML (*High Minus Low book-to-market ratio*) para Europa, y una serie de variables económicas y financieras a nivel de empresa.

En primer lugar, utilizamos los precios diarios de las acciones de Finlandia, Austria e Italia para componer los rendimientos logarítmicos. En los tres casos, definimos nuestra muestra dentro del intervalo que comprende 300 días hábiles antes del día de las elecciones y 100 días hábiles después.

Sin embargo, para garantizar que los rendimientos de cada acción fueran representativos, se exigió que la acción hubiera cotizado al menos 200 sesiones antes de las elecciones, y para garantizar que las acciones fueran suficientemente líquidas, se exigió que no más de 1/4 de sus rendimientos diarios fueran iguales a cero (Corrado y Truong, 2008). Aplicando este procedimiento, nuestra muestra final estaba formada por 73, 36 y 155 empresas para Finlandia, Austria e Italia, respectivamente.

Nuestra muestra se corresponde con los siguientes periodos: para Finlandia, desde el 11 de febrero de 2014 hasta el 9 de septiembre de 2015; para Austria, desde el 3 de agosto de 2016 hasta el 12 de marzo de 2018; y, por último, para Italia, desde el 29 de diciembre de 2016 hasta el 25 de julio de 2018.

El cuadro 2 muestra las estadísticas de los rendimientos. El número en n corresponde al número de datos diarios y es el resultado de multiplicar 400 sesiones por el número de empresas y restar los valores ausentes. Podemos observar que Austria tiene la mejor relación riesgo-rendimiento del periodo. Por otro lado, podemos observar un nivel singular de curtosis y asimetría en el caso de Finlandia, lo que evidencia colas anchas y especialmente distribuidas hacia la izquierda. Por último, salvo los mínimos en Italia y Finlandia, la distribución de los cuartiles es bastante similar en los tres grupos. Esta es la muestra utilizada para el análisis a nivel de empresa.

**Tabla 2: Estadísticas descriptivas de los rendimientos diarios sobre acciones**

<i>Mercado/ Estadístico</i>	<b>n</b>	<b>Media</b>	<b>DT</b>	<b>Mín</b>	<b>C1</b>	<b>Mediana</b>	<b>C3</b>	<b>Max</b>	<b>Curtosis</b>	<b>Asimetría</b>
<b>Finlandia</b>	29.127	0,0210	1,9965	-95,1031	-0,9336	0,0000	0,9132	18,9702	182,7157	-3,3840
<b>Austria</b>	14.364	0,0860	1,6329	-23,4073	-0,7405	0,0000	0,8886	19,2272	9,4162	-0,2648
<b>Italia</b>	61.845	0,0480	2,0739	-76,2140	-0,9434	0,0000	0,9302	35,2355	51,5073	-0,2605

Estadísticas multiplicadas por 100, excepto por el número de observaciones, curtosis y asimetría. n es el producto de la muestra de 400 días hábiles y del número de empresas en cada país. Curtosis es exceso de curtosis.

Adicionalmente, también hemos calculado los rendimientos logarítmicos de las series de índices. Estos conocidos índices son el OMX-H25, el ATX y el FTSE MIB, que son los de referencia de cada mercado. En adelante, nos referiremos a estas carteras como carteras ponderadas por valor (VW<sup>50</sup>):

<sup>50</sup> Originalmente *Value Weighted*.

$$r_{it} = \ln \left( \frac{P_{it}}{P_{it-1}} \right) \quad [1]$$

Donde  $r_{it}$  es la rentabilidad del índice  $i$  (para cualquiera de las VW) en el día  $t$  y  $P_{it}$  o  $P_{it-1}$  son los puntos del índice  $i$  en el día  $t$  o  $t-1$ .

Además, elaboramos nuestros propios índices equiponderados para cada mercado a partir de la muestra de firmas descrita en la tabla 1, denominados RHEL (rendimientos de la Bolsa de Helsinki), RVIE (rendimientos de la Bolsa de Viena) y RMIL (rendimientos de la Bolsa de Milán). En adelante, carteras igualmente ponderadas (EW<sup>51</sup>):

$$r_{it} = \ln \sum_{i=1}^N \left( \frac{P_{it}}{P_{it-1}} * \frac{1}{N} \right) \quad [2]$$

Aquí,  $r_{it}$  es la rentabilidad del valor  $i$  en el día  $t$ ,  $P_{it}$  o  $P_{it-1}$  son los precios de cierre del valor  $i$  en el día  $t$  o  $t-1$ , y  $N$  es 73 para Finlandia, 36 para Austria y 155 para Italia.

Los rendimientos de estos índices (VW y EW) se utilizan como variable dependiente en el análisis del mercado.

Los demás factores son la prima de mercado (el índice Euro Stoxx 50 menos el tipo sin riesgo), el factor europeo SMB y el factor europeo HML. Los dos últimos se obtuvieron gracias al sitio web del profesor Kenneth French<sup>52</sup>.

Las estadísticas descriptivas se muestran en la tabla 3. En este caso,  $n$  coincide con el número de sesiones excluyendo los valores perdidos. En el caso de los índices europeos (EMP, ESMB y EHML), debería coincidir con 1.200 (3 veces 400), pero no es así porque algunas de las sesiones de la muestra completa coinciden para dos países. De nuevo, encontramos que la relación riesgo-rendimiento es mayor para los índices austriacos. Como era de esperar, encontramos pocas diferencias entre los índices de un mismo mercado, con la excepción del caso italiano, donde el FTSE MIB tiene una media mucho más baja con una desviación más alta. En general, como índices, encontramos valores más pequeños y menos polarizados, esto es especialmente cierto para EMP, ESMB y

<sup>51</sup> Originalmente *Equally Weighted*.

<sup>52</sup> Disponible en: [https://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data\\_library.html](https://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html). Consultado por última vez el 7 de julio de 2021.

EHML, lo cual es lógico ya que incluyen varios mercados europeos y cubren un periodo de tiempo más largo.

*Tabla 3: Estadísticas descriptivas de los rendimientos diarios sobre los índices*

<i>Índice/ Estadístico</i>	<i>n</i>	<i>Media</i>	<i>DT</i>	<i>Min</i>	<i>C1</i>	<i>Mediana</i>	<i>C3</i>	<i>Max</i>	<i>Curtosis</i>	<i>Asimetría</i>
<b>OH25</b>	396	0,0259	1,1518	-5,3687	-0,6425	0,0595	0,7314	4,2289	4,3695	-0,2471
<b>RHEL</b>	400	0,0370	0,8553	-4,5296	-0,4083	0,0919	0,5128	3,1511	3,5235	-0,4864
<b>ATX</b>	398	0,1193	0,8416	-3,1838	-0,4214	0,1385	0,6583	3,8188	4,5509	0,0994
<b>RVIE</b>	400	0,0974	0,6234	-2,6942	-0,2527	0,1480	0,4723	2,8108	5,2957	-0,3781
<b>FMB</b>	400	0,0285	0,9635	-2,9925	-0,5170	0,1050	0,5624	4,6645	4,6565	0,1262
<b>RMIL</b>	400	0,0666	0,7689	-2,8115	-0,3102	0,1422	0,4980	2,2923	4,5484	-0,5967
<b>EMP</b>	1.138	0,0118	1,1494	-9,0110	-0,5456	0,0412	0,5889	4,5982	7,8228	-0,5565
<b>ESMB</b>	1.162	0,0095	0,4254	-1,6200	-0,2200	0,0200	0,2700	1,8800	4,7960	-0,0789
<b>EHML</b>	1.162	-0,0143	0,4008	-2,0600	-0,2600	-0,0200	0,2000	1,7600	4,8312	0,2412

Estadísticas multiplicadas por 100, excepto n, curtosis y asimetría. OH25 es el OMX-H25, el principal índice ponderado por valor de Finlandia. RHEL es el índice equiponderado de Finlandia. ATX es el índice ATX, el principal índice ponderado por valor de Austria. RVIE es el índice equiponderado de Austria. FMB es el FTSE MIB, el principal índice ponderado por valor de Italia. RMIL es el índice equiponderado de Italia. EMP es la prima del mercado europeo. ESMB es el factor europeo *Small Minus Big*. EHML es el factor europeo *High Minus Low*. Curtosis es exceso de curtosis.

Las variables utilizadas para el análisis transversal se han obtenido principalmente de los informes anuales de las empresas correspondientes al ejercicio inmediatamente anterior. Excepto la clasificación por sectores, que se ha obtenido de la página web de las bolsas de Helsinki, Viena y Milán.

El tamaño se define como el logaritmo natural de la capitalización bursátil al final del año ( $Size_i$ ). La relación entre el valor de mercado y el valor contable se mide a través de la ratio entre valor bursátil y en libros ( $MB_i$ ). Cada empresa se clasifica en uno de los siete grandes sectores: industria básica ( $BI_i$ ), finanzas ( $F_i$ ), industria de bienes y servicios ( $IGS_i$ ), bienes y servicios de consumo ( $CGS_i$ ), tecnología y telecomunicaciones ( $TT_i$ ), servicios públicos ( $U_i$ ) y sanidad ( $HC_i$ )<sup>53</sup>.

$MB_i$  y  $Size_i$  son variables que es preciso controlar específicamente, ya que desempeñan un papel importante en las series temporales de los rendimientos, como muestran Fama y French (1992; 1993), pero también son importantes en los estudios relacionados con el riesgo político.

<sup>53</sup> Las siglas de las variables se deben a su nombre en inglés. *Market-to-book ratio, basic industry, finance, industrial goods and services, consumer goods and services, technology and telecommunications, utilities y health care.*

La relación entre el valor de mercado y el valor contable puede interpretarse como una aproximación a las opciones de crecimiento y una empresa con mayores opciones de crecimiento podría ser más capaz de diversificar sus inversiones si la situación política empeora (Phillips-Patrick, 1989 o Beaulieu et al., 2005).

A la inversa, somos conscientes de que este efecto positivo puede verse contrarrestado porque la ratio MB también puede reflejar el nivel futuro de inversión, y este podría verse frenado si aumenta la incertidumbre política (Baker et al., 2016 o Phan et al., 2018).

Asimismo, puede haber una relación directa entre el tamaño y la incertidumbre política. Como se muestra en la literatura reciente (Ben Sita, 2017 o Davies y Studnicka, 2018), es menos probable que una empresa grande se vea afectada por un solo evento, en una especie de "diversificación a través del tamaño".

El único inconveniente de esta postura es que las grandes empresas podrían estar más relacionadas con un partido concreto a través de actividades de *lobby* (Goldman et al., 2009), lo que podría acabar reduciendo su valor cuando un nuevo partido entre en el gobierno.

Dada la naturaleza del artículo, nos interesan especialmente dos variables: la relación comercial con la Unión Europea (UE en adelante) y la cantidad de impuestos pagados.

Para la primera, adoptamos primero un enfoque con el que tratamos de mantener la muestra lo más amplia posible. Para ello, creamos una variable que es el logaritmo natural de uno más el número de filiales que la empresa tiene en países de la UE ( $Sub_i$ ). Alternativamente, tomamos el porcentaje de ingresos procedentes de la UE ( $\%R_i$ ) pero, como era de esperar, la muestra se reduce porque no todas las sociedades proporcionan este desglose.

Para los impuestos, tomamos el tipo impositivo efectivo del año ( $\%ETR_i$ ), excluyendo los impuestos negativos de las pérdidas en la cuenta de resultados consolidada. Como medida alternativa, empleamos una variable binaria para captar si la empresa ha reducido sus impuestos de un año a otro. Así, es uno si el último ETR es inferior al anterior, y cero en caso contrario ( $ETRD_i$ ).<sup>54</sup>

---

<sup>54</sup> Las siglas de las variables relacionadas con el evento se corresponden originalmente con: *Subsidiaries*, *Revenue* y *Effective Tax Rate*.

La *proxy* a la relación con la Unión Europea necesita algunas aclaraciones. El número de filiales y los ingresos en el extranjero se relacionan directa y positivamente con el nivel de internacionalización. Existe una amplia literatura sobre los efectos de la internacionalización durante los episodios de riesgo político, porque es un medio de diversificación y si la incertidumbre es específica de un país o región, una entidad más expuesta al exterior estará más protegida (Hill et al., 2019; Oehler et al., 2017).

Sin embargo, nuestro escenario es un poco más complejo. Las empresas que actualmente están diversificadas internacionalmente no sufrirían tan dramáticas consecuencias de la salida de la UE, ya que ya están operando directamente en otros países de la unión. En este sentido, las compañías domésticas se verían perjudicadas porque no han comenzado operaciones en Europa, sufriendo así futuras restricciones si quisieran hacerlo.

Este argumento, sin embargo, tiene algunas advertencias porque los inversores podrían interpretar que una relación más fuerte con la UE implica un menor valor futuro de la empresa. Esto es difícil de considerar a no ser que el gobierno entrante premiara a las empresas nacionales y penalizara a las más internacionales bajo el discurso de "lo nacional primero".

Teniendo en cuenta todos estos puntos, el signo esperado de las variables subsidiarias es positivo, ya que esperamos que la ventaja de "estar ya allí" que proporciona esta variable tenga necesariamente más peso que el resto de los factores.

Por último, uno de los denominadores comunes de estos partidos es que tenían planes de reducción de impuestos. Por lo tanto, esperamos que la reducción de impuestos sea una de las variables que explique la variabilidad de la reacción.

Las estadísticas descriptivas de todas las variables utilizadas para el análisis transversal se muestran en la tabla 4. El tamaño de la muestra corresponde al número de empresas de la muestra para cada mercado, pero hay firmas que no informan de algunos valores.

Encontramos empresas más grandes con más negocios en la UE en Austria. Esto es especialmente cierto en el caso del porcentaje de ingresos, donde encontramos una media, un mínimo y un máximo mucho más elevados que en los demás mercados.

Sin embargo, las sociedades más valoradas en relación con su tamaño contable son las italianas, donde el valor de mercado alcanza valores de hasta 20 veces el valor contable, aunque también tienen la mayor desviación estándar.

Por último, podemos ver cómo el valor medio de la variable fiscal depende principalmente del tipo habitual del impuesto de sociedades, que es más bajo en Finlandia. Además, podemos ver valores mínimos y máximos muy dispersos, debido a las particularidades de cada sistema fiscal.

**Tabla 4: Estadísticas de las variables de corte transversal**

	<b>Panel A: Finlandia</b>					<b>Panel B: Austria</b>				
<b>Variable/ Estadístico</b>	<b>n</b>	<b>Media</b>	<b>DT</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>	<b>n</b>	<b>Media</b>	<b>DT</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>
<b>Size</b>	73	20,1931	1,7499	17,0247	24,3843	36	21,1016	1,0388	19,2605	23,2046
<b>MB</b>	73	2,2892	1,9200	0,3633	9,5372	36	1,5259	0,8061	0,4774	3,6216
<b>Sub</b>	72	2,4416	1,1995	0,0000	4,6540	36	3,5066	1,1792	0,6931	5,6454
<b>%R</b>	61	37,24%	21,83%	0,00%	80,93%	33	46,22%	22,52%	6,71%	91,06%
<b>%ETR</b>	64	21,80%	8,37%	0,72%	50,00%	30	30,38%	35,59%	5,61%	219,30%
<b>ETRd</b>	53	0,6038	0,4891	0,0000	1,0000	28	0,5000	0,5000	0,0000	1,0000
	<b>Panel C: Italia</b>									
<b>Variable/ Estadístico</b>	<b>n</b>	<b>Media</b>	<b>DT</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>					
<b>Size</b>	155	20,4759	1,8798	15,8271	24,7262					
<b>MB</b>	155	2,4527	2,4654	0,0773	21,0783					
<b>Sub</b>	155	1,7167	1,4127	0,0000	6,2146					
<b>%R</b>	126	18,62%	18,54%	0,00%	69,00%					
<b>%ETR</b>	132	30,72%	17,88%	0,04%	139,69%					
<b>ETRd</b>	118	0,6271	0,4836	0,0000	1,0000					

Notas: Size y Sub muestran valores logarítmicos, MB muestra los valores reales, %R y %ETR muestran los valores relativos expresados en porcentaje y ETRd es una *dummy*

## 5. Metodología

La metodología utilizada se basa en la literatura del estudios de eventos, y se divide en tres partes: el análisis general de los tres mercados, el análisis a nivel de empresa y el estudio transversal también a nivel de empresa.

### 5.1. Metodología multi-mercado

Para llevar el estudio acabo, se estimaron diferentes modelos para describir la trayectoria normal de los rendimientos diarios, aunque se utilizó el mismo índice de mercado, el índice Euro Stoxx 50, como referencia para los tres países.

En concreto, se utiliza una doble estrategia para seleccionar el modelo adecuado. La primera se basa en el modelo de mercado tradicional, pero permite que diferentes estructuras (procesos MCO estándar, ARMA y GARCH) describan lo mejor posible la serie de rendimientos, eligiendo la que proporciona el menor criterio de Akaike. Por este motivo, lo denominamos modelo estadístico y es diferente para cada país y variable dependiente. Todas las especificaciones se muestran en el Apéndice A.

La segunda estrategia consiste en aplicar un modelo basado en la literatura y actualmente muy utilizado en la investigación financiera. Se trata del modelo de tres factores (Fama y French, 1992; 1993):

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{i1} * EMP_t + \beta_{i2} * ESMB_t + \beta_{i3} * EHML_t + \sum_{j=X}^{N=Y} \delta_{ij} * D_{jt} + \varepsilon_{it} \quad [3]$$

$r_{it}$  es la rentabilidad del índice nacional  $i$  en el día  $t$ ;  $\alpha_i$  es la rentabilidad no relacionada con los factores de riesgo incluidos en el modelo;  $EMP_t$  es la prima del mercado europeo;  $ESMB_t$  es el factor europeo del tamaño;  $EHML_t$  es el factor europeo de la ratio valor contable-valor bursátil;  $\delta_{ij}$  es la rentabilidad anormal del mercado el día del evento  $j$ ;  $D_{jt}$  es una *dummy* que toma el valor de uno el día del evento  $j$  y cero en caso contrario; y  $\varepsilon_{it}$  es la perturbación aleatoria. La ventana de estimación es siempre la misma e igual a 300 días hábiles, pero la ventana del evento es diferente según la duración de las negociaciones. Por tanto,  $X$  es 0 para Finlandia, -4 para Austria y -2 para Italia, mientras que,  $Y$  es 15 para Finlandia, 35 para Austria y 6 para Italia.

Cada uno de los dos modelos se utiliza para las dos variables dependientes de cada mercado (VW y EW).

El coeficiente que mide la rentabilidad anormal ( $\delta_{ij}$ ) equivale al residuo de la ecuación en ese día. Las rentabilidades anormales son una medida estándar del impacto imprevisto de un evento en el valor de una empresa o mercado (Kothari y Warner, 2007). En adelante, y de forma alternativa, podemos referirnos a ella simplemente como AR (*Abnormal Return*). Además, la suma de los coeficientes de un número determinado de observaciones se definirá como CAR (*Cumulative Abnormal Returns*). Así:

$$CAR_i(t_1, t_2) = \sum_{j=t_1}^{N=t_2} \delta_{ij} \quad [4]$$

Donde  $CAR_i(t_1, t_2)$  son los rendimientos anormales acumulados del índice de mercado  $i$ , desde  $t_1$ , el inicio del periodo de observación, hasta  $t_2$ , el final del periodo respectivo. Estas definiciones (AR y CAR) se utilizan para el modelo estadístico y de 3 factores, así como para el análisis a nivel de empresa.

En Finlandia, la cartera equiponderada comprende 73 empresas, y la mejor estructura para el modelo de mercado fue la clásica MCO, pero con un retardo para el índice de mercado (ecuación A2 en el Apéndice A). La cartera ponderada por valor comprende las 25 mayores corporaciones de Finlandia, y la mejor estructura fue un proceso GARCH (1, 1), y de nuevo un retardo del índice de mercado en la ecuación de la media (ecuación A10 y A11 en el Apéndice A).

El modelo elegido para la cartera equiponderada de Austria es el modelo de mercado que incluye un retardo del índice de mercado con un proceso ARCH (1) para la varianza (ecuaciones A4 y A5 en el Apéndice A). Para el índice ATX, que incluye las 20 mayores empresas de Austria, el modelo estadístico es similar, pero incluye un proceso AR (1) para la media condicional (ecuaciones A6 y A7 del Apéndice A).

En Italia, el modelo estadístico utilizado para nuestra cartera equiponderada es un GARCH (1, 1) (Ecuación A8 y A9 en el Apéndice A). Además, el modelo para el índice FTSE MIB incluye una autocorrelación, un proceso AR (1) (ecuación A3 en el Apéndice A), pero los coeficientes GARCH para la varianza ( $\varepsilon_{t-1}$  y  $\sigma_{t-1}$ ) resultaron no ser diferentes de cero.

Como es habitual en este tipo de estudios, la hipótesis nula a contrastar es si el AR o CAR seleccionado es igual a cero. Es decir, si los parámetros del modelo son capaces de explicar la reacción bursátil analizada.

## 5.2. Metodología a nivel de empresa

El objetivo de profundizar en el análisis a nivel empresa es doble: desentrañar los posibles efectos ocultos a nivel general; y ver qué papel desempeñan ciertas características de la empresa en el signo y la magnitud de los rendimientos anormales.

Así, realizamos una regresión para cada empresa que cubre el periodo descrito como negociaciones. El modelo utilizado para describir los rendimientos normales es el modelo de mercado, y todas las regresiones se estiman conjuntamente mediante el sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas (Zellner 1962; Karafiath, 1988). Esta metodología permite obtener rendimientos anormales en un solo paso, pero lo más importante es que considera la dependencia contemporánea de las perturbaciones, al tener en cuenta uno de los principales problemas de los acontecimientos políticos: la correlación transversal.

Mientras que, para cada empresa, tenemos la siguiente expresión

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i * r_{EUROt} + \sum_{j=X}^{N=Y} \delta_{ij} * D_{jt} + \varepsilon_{it} \quad [5]$$

Donde  $r_{it}$  es la rentabilidad del valor  $i$  en el día  $t$ ;  $\alpha_i$  es la constante del modelo para la empresa  $i$ ;  $\beta_i$  es la beta para la empresa  $i$ ;  $r_{EUROt}$  es la rentabilidad del índice Euro Stoxx 50 en el día  $t$ ;  $\delta_{ij}$  es la rentabilidad anormal de la empresa  $i$  en el día del evento  $j$ ;  $D_{jt}$  es una *dummy* que toma el valor de uno en el día del evento  $j$  y cero en caso contrario; y  $\varepsilon_{it}$  es la perturbación aleatoria.  $X$  e  $Y$  en la ecuación tienen el mismo sentido que en la subsección anterior.

Dado que tenemos una muestra que contiene 264 empresas de tres países de la UE, utilizamos el Euro Stoxx 50 como la mejor aproximación al índice de mercado. La razón por la que no utilizamos el índice del mercado local es porque los resultados podrían verse alterados por el impacto del propio fenómeno en el mercado local, tal y como se ha comentado en el apartado del análisis de los tres mercados, y dado que la intención es comparar el efecto en los tres países, creemos que contrastar el comportamiento de las rentabilidades con respecto al índice de mercado común a los tres es lo más adecuado.

El otro propósito del análisis individual es buscar determinantes en la sección cruzada que expliquen parte de la varianza de los estimadores.

Para ello, tomamos los rendimientos anormales y acumulativos de las empresas y los regresamos contra una serie de variables. La ecuación estándar para cualquier AR o CAR es la siguiente:

$$CAR_i(0, t_2) = \alpha_0 + \gamma_1 * Size_i + \gamma_2 * MB_i + \sum_{j=3}^{N=8} \gamma_j * Industry_i + \gamma_9 * \%ETR_i + \gamma_{10} * Sub_i + \mu_i \quad [6]$$

Donde  $t_2$  es el día del final del periodo respectivo, y  $\gamma_j$  es la carga de cada factor en la rentabilidad anormal o acumulada durante las negociaciones.  $\mu_i$  es el término de error. Para simplificar, sólo incluimos los periodos acumulativos a partir del día cero. Las variables han sido definidas anteriormente.

Además, realizamos otras dos regresiones: la primera sustituyendo  $\%ETR_i$  por  $ETRD_i$ , y la segunda sustituyendo  $Sub_i$  por  $\%R_i$ . Por tanto, tenemos tres ecuaciones para cada muestra de firmas de cada país, y una regresión para cualquiera de las longitudes elegidas, lo que hace un total de 45 especificaciones.

## **6. Resultados análisis multi-mercado**

En esta sección presentamos y analizamos la reacción del mercado en los tres países. Los AR y CAR elegidos para aparecer en las tablas siguen un doble criterio. En primer lugar, se eligieron los días más relevantes durante las negociaciones (descritos en el punto dos); y, en segundo lugar, el periodo de tiempo en el que los rendimientos acumulados (en términos absolutos) fueron mayores. Por esta razón, podemos encontrar un CAR concreto para el modelo con EW, pero no para el modelo con VW.

Tabla 5: Resultados negociaciones					
Panel A: Finlandia		EW (RHEL)		VW (OH25)	
		Modelo estadístico (MM)	3F	Modelo estadístico (MM)	3F
		MCO		GARCH (1, 1)	
Media	EMP	0,5045***	0,7984***	0,7425***	0,9214***
	EMP (t-1)	0,1542***		0,0962***	
	D0	0,1721	0,0276	0,476	0,287
	D4	0,8696*	0,3799	1,0295***	0,7464
	D12	-0,4575	-0,1833	-0,2579	-0,1121
	D14	0,5289	0,1249	0,4309	0,24
	CAR (0,1)	0,2167	0,2432	0,4345	0,3689
	CAR (0,4)	2,1532*	0,9752	2,4107***	1,7382
	CAR (0,8)			2,8135***	2,2898
	CAR (0,9)	2,3838	1,6064		
	CAR (0,14)	1,8946	0,679	2,3722*	1,6037
	ESMB		1,0573***		0,6015***
	EHML		-0,1225*		-0,1714*
Varianza	$\omega_0$			0,0460**	
	$\varepsilon_{t-1}$			0,2479***	
	$\sigma_{t-1}$			0,6175***	
	AIC	509,6048	430,0488	567,7478	580,6591
Panel B: Austria		EW (RVIE)		VW (ATX)	
		Modelo estadístico (MM)	3F	Modelo estadístico (MM)	3F
		ARCH (1)		ARCH (1)	
Media	EMP	0,4819***	0,5075***	0,7622***	0,7857***
	EMP (t-1)	0,1236***		0,2437***	
	D-4	-0,6894**	-0,6838*	-0,6819	-0,7581
	D0	-0,1805	-0,2233	-0,3819	-0,3973
	D1	0,2351	0,1891	0,5137	0,4989
	D9	-1,2043***	-1,2191***	-0,2014	-0,2341
	D15	-0,2767	-0,1743	-0,4019	-0,1818
	D34	0,1828	0,1184	-0,9555**	-1,1165*
	D35	1,2269***	1,1968***	2,5206***	2,6664***
	CAR (-4,15)	-2,6057**	-2,9144	-1,8296	-2,012
	CAR (-4,28)	-3,8899**	-4,3556*		
	CAR (-4,34)			-4,4225	-4,4443
	CAR (-4,35)	-2,1945	-2,6749	-1,9019	-1,7779
	CAR (0,15)	-2,7512**	-3,0797*	-1,2139	-1,3725
	CAR (0,28)	-4,0353***	-4,5208**		

	<i>CAR (0,34)</i>			-3,8068	-3,7969
	<i>CAR (0,35)</i>	-2,34	-2,8401	-1,2862	-1,1306
	<i>r (t-1)</i>			-0,1422**	
	<i>ESMB</i>		0,3158***		0,2927*
	<i>EHML</i>		0,0593		0,1096
<b>Varianza</b>	$\omega_0$	0,1027***		0,2276***	
	$\varepsilon_{t-1}$	0,2263***		0,1707**	
	<i>AIC</i>	356,3058	375,4321	608,3225	629,6396
<b>Panel C: Italia</b>		<b>EW (RMIL)</b>		<b>VW (FMIB)</b>	
		<i>Modelo estadístico (MM)</i>	<i>3F</i>	<i>Modelo estadístico (MM)</i>	<i>3F</i>
		<i>GARCH (1, 1)</i>		<i>MCO</i>	
<b>Media</b>	<i>EMP</i>	0,7550***	0,9943***	1,0448***	1,0798***
	<i>D-2</i>	-1,0163**	-0,8925**	-1,4309***	-1,2098**
	<i>D0</i>	-0,6961*	-0,3584	-1,0060*	-0,9891**
	<i>D2</i>	0,018	0,1618	0,2039	0,3459
	<i>D4</i>	-1,9630***	-1,7939***	-2,3486***	-1,8937***
	<i>D6</i>	-1,4482***	-1,3359***	-1,0009*	-0,7262
	<i>CAR (-2,2)</i>	-1,017	-0,5102	-1,5358	-1,5307
	<i>CAR (-2,6)</i>	-5,8496***	-4,8423***	-5,1944***	-4,3357***
	<i>CAR (0,2)</i>	-0,2281	0,1176	-0,2061	-0,3279
	<i>CAR (0,6)</i>	-5,0607***	-4,2144***	-3,8657***	-3,1330**
	<i>ESMB</i>		0,9961***		0,2896**
	<i>EHML</i>		0,1276*		0,6514***
	<i>r (t-1)</i>			-0,1972***	
<b>Varianza</b>	$\omega_0$	0,0147			
	$\varepsilon_{t-1}$	0,0357			
	$\sigma_{t-1}$	0,8940***			
	<i>AIC</i>	488,1804	406,191	540,1134	488,1279
<p>Notas: EW significa cartera equiponderada y puede ser RHEL, RVIE o RMIL, dependiendo del mercado. VW significa cartera ponderada por valor y puede ser OH25, ATX o FMIB, dependiendo del mercado. MM significa que el modelo estadístico se basa en el modelo de mercado tradicional. 3F significa modelo de 3 factores. <math>r (t-1)</math> es el coeficiente para la primera autocorrelación. El omega sub-cero es la varianza a largo plazo, <math>\varepsilon_{t-1}</math> es el cuadrado retardado de los residuos de la ecuación de la media condicional y <math>\sigma_{t-1}</math> es el cuadrado retardado de la varianza. AIC es el criterio de Akaike. Todos los coeficientes se multiplican por 100. ***, ** y * indican el nivel de significatividad al 1%, 5% y 10% respectivamente.</p>					

En el análisis por días (tabla 5), el primer día no es relevante en Finlandia ni en Austria, lo que sugiere que no se publicó ninguna información nueva. Sin embargo, cuatro días antes del día cero, se produce una reacción negativa y significativa en Austria en dos de los cuatro modelos, coincidiendo con la reunión privada que se filtró a la prensa.

El final de este proceso de negociación es positivo en Austria y Finlandia, aunque sólo es relevante en el primero. En Austria, el efecto del fin de la incertidumbre es económicamente enorme.

Por el contrario, aunque el estimador asociado al final de las negociaciones en Italia es grande, es negativo, alcanzando el -1,45 por ciento en uno de los modelos y significativo en tres de los cuatro modelos. Aparentemente, la formación del gobierno no tranquilizó a los inversores.

Para el resto de los días, hay que destacar la fuerte reacción del mercado a las noticias relacionadas con la UE. En Italia, las rentabilidades más negativas y mayores se asocian al D4, día en el que se filtró la hoja de ruta que contempla la salida de la UE. Del mismo modo, dos de los cuatro modelos identifican el D9 como muy negativo y significativo en Austria. Ese día, dos importantes miembros del FPÖ visitaron la autoproclamada República de Crimea, lo que se interpretó como un ataque directo a la autoridad de la UE. En Finlandia, hay resultados positivos el día en que anunciaron que las negociaciones no cuestionarían a la Unión Europea.

A continuación, se presenta un resumen de la evolución de los CAR según el país. Tras el inicio de las negociaciones en Italia, los CAR muestran una trayectoria negativa, y alcanzan su máximo al final del proceso (en torno al -5%, según el modelo). Esto sugiere que, o bien se publicaba nueva información y los participantes en el mercado actuaban consecuentemente, o bien el mercado italiano mostraba ineficiencia. Creemos que a lo largo del proceso de negociación se publicaban constantemente nuevas noticias, por lo que necesitaban tiempo para encontrar información de calidad.

Austria y Finlandia no muestran una progresión tan marcada. Austria sigue el patrón italiano, sobre todo al principio. Cuando se iniciaron las conversaciones, la reacción no fue positiva, pero a mitad del proceso este patrón se rompió, y cuando las negociaciones terminaron hubo una clara reacción positiva. Esta inversión de los rendimientos puede ser el resultado del distanciamiento de las posiciones antieuropeas y del deseo de acabar con la incertidumbre tras más de dos meses de negociaciones.

El caso es más enredado para Finlandia porque desde el día cero la reacción es positiva. Es cierto que a partir del D3 o D4 se dejaron de lado las propuestas euroescépticas, y también es el único caso previo al *Brexit* que podría haber llevado a una valoración poco realista de un proceso de retirada de la UE.

## **7. La extrema derecha a nivel empresa**

### **7.1. Resultados análisis a nivel empresa**

En primer lugar, comentamos brevemente los aspectos más relevantes de la reacción a nivel de empresa, en comparación con la reacción agregada en los mercados. En el Apéndice B se incluyen tablas relativas a las estadísticas de los rendimientos anormales. Estas tablas son directamente comparables con las relativas al análisis general del mercado, pero presentan información más detallada.

En el caso de Finlandia, los coeficientes individuales muestran que D4 ya no es diferente de cero a nivel de empresa; sin embargo, hay muchos signos positivos (alrededor de tres cuartos) y coeficientes individuales significativos (el segundo más grande es de casi el 11%). Por otra parte, D14 es positivo y globalmente significativo.

En Austria, D-4 deja de ser importante. El resto de los AR y CAR apoyan la información anterior.

En Italia, todos los coeficientes y la suma de coeficientes son estadísticamente diferentes de cero. D4 y D6 son económica y estadísticamente relevantes, y ambos muestran una enorme cantidad de casos negativos (88 y 81 por ciento) y coeficientes individualmente significativos (34 y 25 por ciento), lo que es difícil de asumir como producto del azar.

En general, el hecho más notable del análisis individual es que la dispersión es ahora observable y considerable, y es sustancial varios días y en los tres países. Al final del proceso, la dispersión alcanza el 24,86% en Finlandia, el 60,47% en Austria y el 48,84% en Italia.

Estos resultados no sufren variaciones relevantes cuando se cambia la muestra (180 y 90 sesiones) y cuando se introduce el índice de volatilidad europeo (VSTOXX)<sup>55</sup> para controlar la volatilidad del mercado. Estos resultados están disponibles bajo demanda.

### **7.2. Resultados del análisis de corte transversal**

Para comprender mejor los resultados siguientes, es necesario destacar los que cabría esperar. En primer lugar, se espera que las variables tengan un signo consistente y sean estadística y económicamente diferentes de cero. En segundo lugar, si un determinante es

---

<sup>55</sup> Disponible aquí: <https://www.stoxx.com/index-details?symbol=V2TX>. Consultado por última vez el 28 de abril de 2020.

significativo en D0, pero deja de serlo en todos los demás períodos, podría ser un síntoma de eficiencia. En tercer lugar, si la significatividad es intermitente, podría tratarse de un paseo aleatorio, pero también podría ser producto de la publicación de nueva información. Por último, si es constantemente significativa podría ser una señal de ineficiencia del mercado, pero dado que estas observaciones se tomaron durante negociaciones del gobierno de coalición, no sería raro que los inversores recibieran diariamente nueva información sobre los acuerdos.

Todas las tablas tienen el sector financiero ( $F_i$ ) incluido en la constante y tienen el mismo orden de variables. En el caso de Austria, no hay empresas de tecnología, telecomunicaciones ni sanidad en la muestra.

<i>Tabla 6: Resultados de corte transversal</i>					
<b>Panel A: Finlandia n=63</b>	<b>D0</b>	<b>CAR (0,1)</b>	<b>CAR (0,4)</b>	<b>CAR (0,9)</b>	<b>CAR (0,14)</b>
<b>Constante</b>	7,4023* (3,9349)	6,3550 (4,3587)	4,7468 (5,3699)	4,1396 (9,137)	-3,3153 (11,4554)
<b>Size</b>	-0,3547* (0,1986)	-0,2577 (0,2201)	-0,1230 (0,2655)	-0,0526 (0,4667)	0,2961 (0,5837)
<b>MB</b>	0,2820* (0,1530)	0,1464 (0,1690)	0,2143 (0,2315)	-0,3083 (0,2448)	-0,1665 (0,4528)
<b>%ETR</b>	-0,2222 (1,5243)	-3,3173 (3,0412)	-6,8861 (4,1914)	-8,5934 (5,1561)	-15,8101*** (5,7880)
<b>Sub</b>	0,3668* (0,2007)	0,5744** (0,2492)	0,6980** (0,3192)	0,5156 (0,6088)	0,1657 (0,6958)
<b>BI</b>	0,2301 (0,7808)	-1,1134 (1,0004)	-0,0974 (1,2086)	3,2076 (2,0150)	4,1930 (2,5805)
<b>IGS</b>	-1,6124*** (0,5781)	-1,6989** (0,7408)	-1,0459 (1,0905)	0,4711 (1,8917)	1,7191 (2,7301)
<b>CGS</b>	-1,8830*** (0,5764)	-1,1537 (0,9136)	-1,2970 (1,2204)	-1,9044 (1,9933)	0,7505 (2,7530)
<b>TT</b>	-2,1867** (0,8872)	-2,7727*** (0,9522)	-1,8906 (1,1531)	3,3164 (2,7115)	6,7965* (3,4816)
<b>U</b>	-0,6250 (0,4745)	-1,7648** (0,7474)	-3,4793*** (0,8523)	-2,4839 (1,5454)	-1,9123 (2,7619)
<b>HC</b>	-3,1521*** (1,1247)	-2,7026** (1,2729)	-2,488 (1,8016)	2,4941 (2,2677)	3,3541 (3,7542)
<b>R2</b>	0,2518	0,2390	0,2287	0,2342	0,2340
<b>Panel B: Austria n=30</b>	<b>D-4</b>	<b>D0</b>	<b>CAR (0,15)</b>	<b>CAR (0,28)</b>	<b>CAR (0,35)</b>
<b>Constante</b>	1,5015 (5,1547)	-4,2891 (4,0906)	-51,1975** (23,4308)	-47,2109 (34,7014)	-35,0813 (33,6992)
<b>Size</b>	-0,1589 (0,2295)	0,2164 (0,2018)	2,0229 (1,2049)	1,5931 (1,8304)	1,4958 (1,7576)
<b>MB</b>	0,3519 (0,477)	0,2859 (0,3012)	0,1469 (1,8266)	3,6805 (2,5192)	3,0416 (2,6627)
<b>%ETR</b>	0,5262 (0,4254)	0,7114*** (0,2403)	5,7798*** (1,5502)	3,1730 (2,2346)	3,5571 (2,2755)
<b>Sub</b>	0,1940 (0,3364)	-0,1873 (0,1837)	1,3732 (1,1428)	1,5221 (1,7595)	-0,2318 (1,7689)
<b>BI</b>	-0,2645 (0,657)	-0,4424 (0,4905)	-6,7208** (2,6109)	-7,2047* (3,6594)	-6,8060* (3,6547)
<b>IGS</b>	-0,0556 (0,9288)	-1,1979* (0,5794)	-4,3039 (4,1391)	-8,4608 (5,7208)	-11,7448* (6,1126)
<b>CGS</b>	-0,7569 (0,8129)	0,0558 (0,6304)	-1,0899 (4,7979)	-3,1634 (5,8694)	-6,3319 (6,8436)
<b>U</b>	1,0534** (0,4555)	-0,8796 (0,9329)	2,7915 (4,6931)	5,3956 (5,8068)	2,2303 (5,852)
<b>R2</b>	0,1151	0,2135	0,3455	0,2298	0,1883
<b>Panel C: Italia n=132</b>	<b>D0</b>	<b>D4</b>	<b>CAR (0,2)</b>	<b>CAR (0,4)</b>	<b>CAR (0,6)</b>
<b>Constante</b>	4,8556*** (1,6514)	2,0862 (1,8459)	4,2798 (3,9091)	3,8301 (4,8393)	-0,7788 (5,4134)
<b>Size</b>	-0,2702*** (0,0805)	-0,2680*** (0,0869)	-0,2663 (0,1847)	-0,3970* (0,2283)	-0,4083 (0,2551)
<b>MB</b>	0,0527 (0,0526)	0,1283*** (0,0449)	-0,0444 (0,0927)	0,0170 (0,1384)	0,1914 (0,1459)
<b>%ETR</b>	-0,6731 (0,8571)	0,0457 (0,8208)	-0,4990 (1,6213)	-0,3606 (1,5344)	1,8470 (2,0150)
<b>Sub</b>	0,2601** (0,1038)	0,2201** (0,1068)	0,4184** (0,1926)	0,4614* (0,2458)	0,9162*** (0,3104)
<b>BI</b>	-3,114*** (0,821)	-1,2081 (0,9614)	-1,7791* (0,9441)	-3,0443** (1,2014)	-0,8580 (2,6748)
<b>IGS</b>	0,0252 (0,4379)	1,1217** (0,4364)	0,4680 (0,8512)	0,8116 (1,0566)	1,0401 (1,2383)
<b>CGS</b>	-0,4821 (0,3986)	0,5701 (0,4814)	0,9452 (0,9400)	0,9637 (1,2749)	1,8423 (1,3252)

<b>TT</b>	0,1210 (0,4915)	0,0740 (0,8051)	1,2688 (1,0666)	0,2690 (1,6926)	1,0409 (2,4390)
<b>U</b>	-0,9303** (0,3566)	0,6899 (0,4684)	0,8737 (0,8662)	0,6978 (1,0709)	2,0008* (1,0367)
<b>HC</b>	0,1980 (0,5983)	1,1071 (0,7435)	2,0923** (0,9554)	2,7762* (1,5233)	5,8623*** (1,9817)
<b>R2</b>	0,1333	0,1588	0,0727	0,0653	0,1208
Notas: Coeficientes multiplicados por 100. Desviaciones estándar entre paréntesis. R2 es R-cuadrado. ***, **, * indica la significatividad al 1%, 5% y 10%, respectivamente.					

Como muestra la tabla 6, en el caso de Finlandia, el r-cuadrado disminuye durante el proceso, explicando como máximo el 25,18% de la variación, mientras que en Italia y Austria muestra valores relativamente bajos, alcanzando su máximo el cuarto día con un valor del 15,88% para Italia, y el CAR (0, 15) con un valor del 34,55% para Austria.

El valor de mercado de la empresa es relevante y negativo durante el primer día en Finlandia, mientras que en Italia lo es también el cuarto día, lo que lleva a un CAR (0,4) significativo. Durante el primer día, una empresa en la mediana finlandesa obtuvo un -0,45% en comparación con una empresa perteneciente al primer cuartil si ordenamos por tamaño (en adelante, empresa C1). Asimismo, para el CAR (0, 4), la empresa mediana italiana perdió un -0,61 por ciento en comparación con la empresa del C1. Por lo tanto, parece que la reacción del mercado de valores durante las negociaciones se vio agravada por el tamaño de la empresa.

La relación entre el valor bursátil y el valor contable tiene resultados significativos y positivos durante D0 en Finlandia. Para ese día, la mediana obtiene una prima del 0,19% frente a la C1. Encontramos un patrón similar en Italia, donde es significativo y positivo en el cuarto día, pero es económicamente irrelevante.

Por el contrario, en el mercado austriaco no hay pruebas de que el tamaño o la ratio MB afecten a los rendimientos anormales durante las conversaciones. Aunque el signo de ambas variables es positivo, estable y de considerable magnitud económica, la desviación estándar a lo largo de todo el proceso es demasiado grande.

Con la excepción de las empresas austriacas, parece que el proceso de negociación perjudicó a las sociedades más grandes, pero benefició a las que tenían una mayor relación entre su tamaño y su valor contable.

En Austria, el resultado más relevante es el nivel relativo de impuestos pagados. Es positivo y significativo desde el día cero del periodo de acumulación hasta el decimoquinto día. Este resultado se rompe para Finlandia e Italia. Teniendo en cuenta que

los tres partidos tenían previsto reducir los impuestos, parece que la reacción al posible cambio fue más fuerte en el mercado austriaco. Esto puede indicar asimetrías en la credibilidad que los inversores de los distintos mercados dieron a las propuestas.

El papel de las filiales es positivo y creciente en Italia y Finlandia, que aumenta constantemente en el primer país, pero tiene una forma de U invertida en el segundo, alcanzando un máximo en el CAR (0,4). En su máximo, una empresa mediana finlandesa obtuvo una prima del 0,54% en comparación con una empresa del primer cuartil. En cambio, esta prima fue de aproximadamente un 0,64% en Italia, donde esta variable muestra el mayor impacto y latencia.

Podemos interpretar que las empresas más relacionadas con la UE resistieron mejor las negociaciones que las más domésticas. La ausencia de un efecto relevante en el mercado austriaco podría deberse al grado de internacionalización de las compañías austriacas: ninguna de ellas es puramente nacional y tienen valores medios mucho más altos que sus homólogas.

Por sectores, los malos resultados de todas las industrias (excepto los servicios y los bienes de consumo en Austria) son considerables en comparación con el sector financiero, hasta el CAR (0,4) en Finlandia, y en todos los tramos en Austria. En Italia, sólo es cierto para la industria básica, mientras que destaca la prima positiva y creciente del sector sanitario.

En general, es notable que la mayoría de los sectores estén asociados a valores negativos, lo que indica una reacción negativa generalizada en todas las industrias. En consecuencia, parece que la industria financiera fue más robusta a este proceso, ya que para la mayoría de los intervalos y mercados se asocia con mayores rendimientos anormales.

**Tabla 7: Resultados de corte transversal usando ETRd**

<b>Tabla 7: Resultados de corte transversal usando ETRd</b>					
<b>Panel A: Finlandia n=52</b>	<b>D0</b>	<b>CAR (0,1)</b>	<b>CAR (0,4)</b>	<b>CAR (0,9)</b>	<b>CAR (0,14)</b>
<b>Constante</b>	4,9701 (3,1381)	3,1109 (3,9552)	-2,5249 (4,9755)	-2,5442 (10,1399)	-11,5241 (13,2743)
<b>Size</b>	-0,2148 (0,1582)	-0,1131 (0,1892)	0,1435 (0,2367)	0,2294 (0,5160)	0,5785 (0,6604)
<b>MB</b>	0,2413 (0,1522)	0,0524 (0,1579)	0,0913 (0,2451)	-0,3322 (0,2341)	-0,1848 (0,5228)
<b>ETRd</b>	-0,2842 (0,3750)	0,0295 (0,4578)	0,7661 (0,6922)	-0,0649 (1,1404)	0,2723 (1,4439)
<b>Sub</b>	0,2976 (0,2120)	0,4743* (0,2524)	0,3327 (0,3387)	0,2187 (0,7238)	-0,1389 (0,8348)
<b>BI</b>	-0,7698* (0,4044)	-2,1512** (1,0219)	-0,6294 (0,9772)	1,2043 (1,954)	2,0758 (2,8342)
<b>IGS</b>	-1,6402** (0,6272)	-1,6525** (0,7981)	-0,0779 (1,1934)	0,2693 (2,2170)	1,2135 (3,2832)
<b>CGS</b>	-1,8257*** (0,6236)	-0,8304 (1,1392)	0,4740 (1,5948)	-1,0198 (2,5496)	1,6093 (3,6012)
<b>TT</b>	-2,1792** (0,9036)	-2,6199** (1,0567)	-0,6182 (1,3571)	2,3441 (3,0423)	5,2215 (3,8455)
<b>U</b>	-0,9980* (0,5755)	-1,8277* (0,9167)	-2,2254* (1,1710)	-2,3573 (1,9875)	-1,3906 (2,8158)
<b>HC</b>	-2,9593** (1,1551)	-2,1452 (1,3317)	-0,6717 (1,8874)	2,7920 (2,6387)	3,5904 (4,5944)
<b>R2</b>	0,1379	0,2402	0,1746	0,0969	0,1062
<b>Panel B: Austria n=28</b>	<b>D-4</b>	<b>D0</b>	<b>CAR (0,15)</b>	<b>CAR (0,28)</b>	<b>CAR (0,35)</b>
<b>Constante</b>	-1,2922 (3,4803)	-1,4674 (3,5468)	-40,8141* (19,6591)	-42,3915* (30,0119)	-36,1540 (31,7129)
<b>Size</b>	-0,1095 (0,1807)	0,1828 (0,1854)	2,0174* (1,0699)	1,7883 (1,6298)	1,6828 (1,6782)
<b>MB</b>	0,6656* (0,3188)	-0,1924 (0,2779)	-2,4553 (1,6843)	1,4517 (2,4152)	2,0851 (2,5398)
<b>ETRd</b>	-0,4386 (0,4962)	-0,7195** (0,2837)	-4,2822* (2,2394)	-4,6847* (2,7076)	-3,8107 (3,1500)
<b>Sub</b>	0,6731*** (0,2221)	-0,3814** (0,1783)	0,4909 (1,4238)	0,7707 (2,1654)	0,1300 (2,0308)
<b>BI</b>	-0,6507 (0,6750)	-0,5577 (0,4710)	-6,2478** (2,5376)	-7,1929** (3,4274)	-7,3907* (3,5724)
<b>IGS</b>	-0,4793 (0,7534)	-0,9125* (0,4757)	-1,3876 (3,6841)	-6,6468 (5,0735)	-11,0940* (5,4240)
<b>CGS</b>	-0,8462 (0,6895)	-0,0047 (0,6787)	0,0157 (4,4473)	-2,1758 (5,3652)	-5,7873 (6,2048)
<b>U</b>	1,1812** (0,5004)	-1,4178* (0,7158)	0,8625 (3,3036)	3,6142 (4,3366)	1,2952 (4,7560)
<b>R2</b>	0,3067	0,2920	0,2806	0,1912	0,1939
<b>Panel C: Italia n=118</b>	<b>D0</b>	<b>D4</b>	<b>CAR (0,2)</b>	<b>CAR (0,4)</b>	<b>CAR (0,6)</b>
<b>Constante</b>	4,5952** (1,8398)	0,7334 (1,8282)	3,9686 (4,2467)	1,2407 (5,023)	-2,8573 (5,5706)
<b>Size</b>	-0,2883*** (0,0914)	-0,2006** (0,0883)	-0,3148 (0,2066)	-0,3445 (0,2397)	-0,3255 (0,2670)
<b>MB</b>	0,0560 (0,0543)	0,1040** (0,0437)	-0,0379 (0,0895)	0,0072 (0,1315)	0,1008 (0,1459)
<b>ETRd</b>	0,6735** (0,3187)	-0,0101 (0,3738)	1,3920** (0,5858)	1,5339** (0,6958)	2,0285* (1,0919)
<b>Sub</b>	0,2693** (0,1074)	0,2256* (0,1180)	0,5249** (0,2116)	0,5793** (0,2613)	1,0670*** (0,3413)
<b>BI</b>	-2,9312*** (0,6742)	-1,1141 (0,9905)	-1,0970 (0,8924)	-1,9632* (1,1386)	0,4617 (2,2243)
<b>IGS</b>	0,1444 (0,4396)	1,0690** (0,4610)	0,1445 (0,8259)	0,4912 (0,9786)	-0,1090 (1,3517)
<b>CGS</b>	-0,5082 (0,4175)	0,7526 (0,4733)	0,9418 (0,9072)	1,1279 (1,1814)	1,4967 (1,2803)

<b>TT</b>	0,0751 (0,5472)	0,2048 (0,9064)	1,3508 (1,1721)	0,5346 (1,6632)	0,5062 (2,5270)
<b>U</b>	-1,3380*** (0,3953)	0,4940 (0,5523)	0,6326 (0,9429)	0,1448 (1,1018)	0,1876 (1,1987)
<b>HC</b>	0,1076 (0,5666)	1,1545 (0,7542)	1,9151** (0,9365)	2,7172* (1,4631)	5,1819** (2,2904)
<b>R2</b>	0,1905	0,1481	0,1491	0,1248	0,1621
Notas: Coeficientes multiplicados por 100. Desviaciones estándar entre paréntesis. R2 es R-cuadrado. ***, **, * indica la significatividad al 1%, 5% y 10%, respectivamente.					

La siguiente tabla introduce la variable  $ETRD_i$  en lugar de  $\%ETR_i$ . Este cambio conlleva una reducción de la muestra en todos los casos.

El número de subsidiarias es la única variable que sigue siendo significativa para Finlandia, aparte de las industrias, aunque sólo en CAR (0,1). Sin embargo, las filiales italianas presentan una trayectoria más clara y coeficientes mayores al final del proceso, lo que significa que las empresas que tienen más filiales en Europa acumulan mayores rendimientos anormales durante el proceso.

Del mismo modo, para Austria es relevante en D-4 y D0, pero no es consistente en cuanto al signo. Esto sugiere un cambio en las expectativas para estos días, que puede estar relacionado con las propuestas relativas a la UE.

Austria es el caso más sorprendente, no sólo por la variable del número de filiales, sino porque MB es ahora positiva y significativa también. Sin embargo, esto sólo corresponde a D-4. En comparación con la tabla anterior, esto sugiere que la influencia de MB en el rendimiento anormal en Austria depende de la muestra.

En cuanto a las industrias, podemos ver cómo se mantienen los signos negativos en comparación con el sector financiero, especialmente al principio del proceso. Sin embargo, también es destacable que se produzca cierta reversión al final del proceso (aunque no sea estadísticamente significativa), al menos en Finlandia e Italia. Una vez más, la industria HC en Italia es la excepción más notable, ya que confirma los resultados anteriores y se posiciona como la más positivamente influenciada por el proceso.

Por último, las pruebas de la nueva variable son controvertidas. No es relevante en el caso de Finlandia, es positiva y creciente en el caso de Italia (excluyendo D4) y es negativa y decreciente en el caso de Austria (excluyendo el último tramo). El resultado en Austria parece coherente con los resultados anteriores, ya que sugiere que las firmas que habían estado aumentando sus impuestos reaccionaron mejor a este evento.

<i>Table 8: Resultados de corte transversal usando %R</i>					
<b>Panel A: Finlandia n=53</b>	<b>D0</b>	<b>CAR (0,1)</b>	<b>CAR (0,4)</b>	<b>CAR (0,9)</b>	<b>CAR (0,14)</b>
<b>Constante</b>	4,1968 (3,0251)	0,5442 (3,5385)	-0,5717 (4,2033)	0,7820 (6,0268)	-4,9337 (6,6354)
<b>Size</b>	-0,2013 (0,1475)	0,0172 (0,1598)	0,1082 (0,2016)	-0,0214 (0,3135)	0,1142 (0,3575)
<b>MB</b>	0,4629*** (0,1502)	0,3054* (0,1519)	0,5597** (0,2727)	0,2087 (0,4224)	1,0396 (0,6262)
<b>%ETR</b>	-1,1235 (1,9696)	-5,7336 (3,5292)	-10,4945** (4,8943)	-9,6795 (7,5652)	-19,7586** (7,5920)
<b>%R</b>	1,8150* (1,0550)	2,7029** (1,0979)	3,9861** (1,7888)	5,9838 (3,6158)	8,9986*** (3,1627)
<b>BI</b>	0,4654 (0,7822)	-0,2445 (1,0660)	0,9313 (1,2133)	3,9960** (1,6964)	4,4256** (1,8628)
<b>IGS</b>	-1,3424*** (0,3739)	-0,6525 (0,7706)	0,4174 (0,9617)	2,0196 (1,5705)	3,9540* (2,0122)
<b>CGS</b>	-1,2082*** (0,3604)	0,5842 (0,9041)	0,9704 (1,0355)	0,6066 (1,5243)	4,0479** (1,8093)
<b>TT</b>	-2,3025*** (0,7809)	-2,1518** (0,9731)	-1,5699 (1,1132)	2,5507 (2,2995)	4,6633* (2,5464)
<b>U</b>	-0,8155** (0,3629)	-1,6408** (0,6821)	-2,5230*** (0,8844)	-0,5713 (1,5391)	3,4148* (1,9421)
<b>HC</b>	-4,1822*** (1,0587)	-3,1362** (1,2588)	-3,9526* (2,0015)	-0,0103 (2,9295)	-2,9945 (3,8750)
<b>R2</b>	0,3146	0,3352	0,3379	0,2741	0,3791
<b>Panel B: Austria n=28</b>	<b>D-4</b>	<b>D0</b>	<b>CAR (0,15)</b>	<b>CAR (0,28)</b>	<b>CAR (0,35)</b>
<b>Constante</b>	-0,3346 (6,4786)	0,7180 (4,7654)	-46,7385 (27,5818)	-30,8737 (37,8666)	-13,6508 (34,2823)
<b>Size</b>	-0,0308 (0,2770)	-0,0284 (0,2175)	2,2753* (1,2625)	1,5629 (1,7380)	0,9238 (1,6020)
<b>MB</b>	0,4136 (0,5119)	0,1815 (0,3157)	-0,3883 (1,8273)	2,0902 (2,7421)	1,2705 (2,6728)
<b>%ETR</b>	0,6282 (0,4367)	0,6394*** (0,2001)	6,4774*** (1,7915)	4,3608* (2,3791)	4,5873* (2,4434)
<b>%R</b>	0,0130 (1,2580)	-1,3968 (0,9831)	-5,9702 (7,1808)	-13,6487 (8,6240)	-15,2098 (9,8720)
<b>BI</b>	-0,5669 (0,7799)	0,0371 (0,504)	-7,3348** (3,0742)	-7,2858 (4,4908)	-6,0023 (4,0592)
<b>IGS</b>	-0,4775 (1,0533)	-0,8624 (0,616)	-6,6092 (4,3704)	-11,1662* (5,5916)	-12,4730** (5,6706)
<b>CGS</b>	-0,5581 (0,9803)	0,182 (0,6359)	-1,0502 (5,3329)	-3,8321 (5,7978)	-6,3149 (6,7858)
<b>U</b>	0,6547 (0,3827)	-0,5094 (0,8124)	0,0271 (4,5890)	1,1939 (5,1283)	-0,3160 (5,2033)
<b>R2</b>	0,0873	0,2484	0,3386	0,2862	0,2742
<b>Panel C: Italia n=108</b>	<b>D0</b>	<b>D4</b>	<b>CAR (0,2)</b>	<b>CAR (0,4)</b>	<b>CAR (0,6)</b>
<b>Constante</b>	3,1822* (1,7165)	1,1793 (1,8926)	4,4025 (2,8721)	4,9669 (3,9245)	-4,8023 (5,4113)
<b>Size</b>	-0,1618** (0,0777)	-0,2025** (0,0846)	-0,2041 (0,1308)	-0,3958** (0,1769)	-0,1635 (0,2373)
<b>MB</b>	-0,0133 (0,0560)	0,1044* (0,0534)	-0,0078 (0,0824)	0,0776 (0,1177)	0,1275 (0,1602)
<b>%ETR</b>	-1,4840 (0,9990)	-0,4852 (0,7370)	-0,7999 (1,6181)	0,6833 (1,7107)	3,6588* (2,1257)
<b>%R</b>	1,7067* (0,9156)	0,3477 (0,8021)	1,8538 (1,7305)	2,4595 (2,0088)	2,9118 (2,5315)
<b>BI</b>	-1,9055*** (0,6230)	0,2861 (0,6478)	-3,1569*** (1,1066)	-5,9255*** (1,3705)	-5,9176*** (1,6490)
<b>IGS</b>	0,0375 (0,4552)	1,1098** (0,5049)	-0,4910 (0,7683)	-0,3423 (1,0334)	0,7640 (1,3883)
<b>CGS</b>	-0,2131 (0,5003)	0,7819 (0,5898)	0,2918 (0,8938)	-0,0125 (1,3015)	2,1145 (1,5816)
<b>TT</b>	-0,5486 (0,5505)	1,0137* (0,5553)	0,3394 (0,7873)	0,8843 (1,8836)	4,8441** (1,8453)

<b>U</b>	-0,8278** (0,3952)	1,0059** (0,5032)	-0,0777 (0,8028)	-0,1832 (1,0429)	1,7875 (1,0845)
<b>HC</b>	0,4682 (0,7665)	1,8769*** (0,7006)	1,2648 (1,0321)	2,3655* (1,3698)	7,8129*** (1,214)
<b>R2</b>	0,1204	0,1595	0,0576	0,0791	0,1411
Notas: Coeficientes multiplicados por 100. Desviaciones estándar entre paréntesis. R2 es R-cuadrado. ***, **, * indica la significatividad al 1%, 5% y 10%, respectivamente.					

La última especificación utiliza el porcentaje de ingresos de la UE para sustituir la de las subsidiarias. A pesar de la reducción de la muestra, es el modelo más explicativo para las empresas finlandesas y alcanza su máximo al final del periodo (37,91%).

Particularmente en Finlandia, la ratio MB es positiva y gana relevancia hasta CAR (0,4), pero mantiene una trayectoria ambigua, mientras que el tamaño pierde significatividad, aunque mantiene el signo, por lo que se puede intuir que la intensidad de su influencia depende de la muestra. Ambas variables se mantienen prácticamente sin cambios en los otros dos mercados, con la excepción del tamaño, que ahora es significativo y grande en Austria en el CAR (0, 15).

Aunque Austria e Italia tienen signos opuestos, la variable fiscal también mantiene su estructura y aumenta su significatividad en ambos países. En Italia se produce un cambio sustancial, ya que ahora es significativa en el último de los tramos y en línea con el caso austriaco, pero la trayectoria no es consistente en cuanto al signo. Por lo tanto, podemos afirmar que el nivel de impuestos pagados afectó positivamente a los rendimientos anormales de las empresas austriacas, y podríamos sugerir que también fue así en el caso de las sociedades italianas, aunque de forma más débil y sólo al final del proceso.

Además, la nueva variable confirma el signo y la trayectoria de la anterior para Finlandia e Italia, pero en Italia sólo es significativa durante el primer día. En Austria es negativa y de gran importancia económica. Sin embargo, su desviación estándar también es grande, por lo que esta variable no parece influir en los rendimientos anormales de las empresas austriacas de forma homogénea.

Con respecto a Italia y Austria, también es destacable que los efectos fijos de la industria son ahora mayores y más informativos. El signo negativo general se mantiene y, en particular, el sector de bienes y servicios en Austria está muy por debajo de otras industrias, incluida la financiera. Además, el coeficiente de la sanidad en Italia se intensifica y confirma los resultados anteriores.

Por último, el efecto de reversión de los signos, comentado anteriormente, adquiere cierta relevancia en Finlandia, donde se observa un cambio de signo generalizado, en el que las industrias tienen un efecto negativo sobre los rendimientos anormales con respecto a la base, que es la financiera, pero sólo al principio, para acabar siendo positivo y significativo. Esto puede sugerir una sobrerreacción inicial, o una reevaluación del efecto de las negociaciones sobre esta variable.

## **8. Conclusiones**

Este estudio es el primero que relaciona los mercados de valores y la extrema derecha. Además, se desarrolla en un entorno único: durante el proceso de negociación que llevó a tres de estos partidos a entrar en los gobiernos de Finlandia, Austria e Italia.

A nivel agregado, la evidencia sugiere que los mercados respondieron eficientemente a la mayoría de los acontecimientos que se produjeron, ya que reaccionaron a la información divulgada repentinamente y los rendimientos anormales significativos asociados no duraron más allá del mismo día. Los mejores ejemplos de esto son la reacción negativa y significativa encontrada en los días en que los postulados euroescépticos se hicieron más tangibles o la mala reacción del mercado italiano a varios acontecimientos clave durante el proceso de negociación.

A nivel de empresa, se observó una gran dispersión de los rendimientos. Entre los determinantes de estas diferencias, encontramos evidencias parciales de la contribución negativa del tamaño y la contribución positiva de la ratio valor contable-valor de mercado.

De la misma manera, también hay diferencias significativas entre industrias: un efecto negativo generalizado comparado con la industria financiera y una sólida reacción positiva del sector sanitario en Italia.

Sin embargo, sólo en el caso de Austria el aumento de los impuestos se relaciona con rendimientos positivos, lo que sugiere que estas propuestas no tuvieron la credibilidad suficiente en otros mercados.

Por último, encontramos pruebas de una correlación positiva entre una mayor relación con la UE y una mayor rentabilidad. Parece que el mercado premió a las empresas que ya operaban en la unión frente a las más domésticas.

A pesar de ello, también hay que señalar la limitada capacidad explicativa de los modelos. Es posible que los modelos propuestos ignoren variables relevantes, pero esta diferencia es tal que podría estar relacionada con la reacción idiosincrática de los inversores ante la llegada de la extrema derecha.

Los diferentes resultados aquí resumidos nos llevan a pensar que gran parte de la reacción de los mercados bursátiles puede verse como una reacción al posible deterioro de las relaciones con la Unión Europea.

Esperamos que nuestros resultados no sólo contribuyan al campo de las finanzas y ayuden a los inversores, sino también al campo de la política económica y a las instituciones públicas, que podrían beneficiarse de conocer mejor esta relación entre finanzas y extrema derecha.

## 9. Apéndices

### Apéndice A. Especificaciones del modelo para los rendimientos

- Modelo de mercado clásico por MCO:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i * EMP_t + \sum_{j=X}^{N=Y} \delta_{ij} * D_{jt} + \varepsilon_{it} \quad [A1]$$

- Diferentes especificaciones del modelo de mercado del subapartado 5:

- Modelo de mercado por MCO con un retraso de EMP:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{i1} * EMP_t + \beta_{i2} * EMP_{t-1} + \sum_{j=X}^{N=Y} \delta_{ij} * D_{jt} + \varepsilon_{it} \quad [A2]$$

- Modelo de mercado AR (1):

$$r_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} * r_{it-1} + \beta_{i1} * EMP_t + \beta_{i2} * EMP_{t-1} + \sum_{j=X}^{N=Y} \delta_{ij} * D_{jt} + \varepsilon_{it} \quad [A3]$$

- Modelo de mercado ARCH (1) con un retraso de EMP:

Ecuación de la media condicional:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{i1} * EMP_t + \beta_{i2} * EMP_{t-1} + \sum_{j=X}^{N=Y} \delta_{ij} * D_{jt} + \varepsilon_{it} \quad [A4]$$

Ecuación de la varianza condicional:

$$\sigma_{it}^2 = \omega_i + \Omega_i * \varepsilon_{it-1}^2 \quad [A5]$$

- Modelo de mercado AR (1) ARCH (1) con un retraso de EMP:

Ecuación de la media condicional:

$$r_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} * r_{it-1} + \beta_{i1} * EMP_t + \beta_{i2} * EMP_{t-1} + \sum_{j=X}^{N=Y} \delta_{ij} * D_{jt} + \varepsilon_{it} \quad [A6]$$

Ecuación de la varianza condicional:

$$\sigma_{it}^2 = \omega_i + \Omega_i * \varepsilon_{it-1}^2 \quad [A7]$$

- Modelo de mercado GARCH (1, 1):

Ecuación de la media condicional:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i * EMP_t + \sum_{j=X}^{N=Y} \delta_{ij} * D_{jt} + \varepsilon_{it} \quad [A8]$$

Ecuación de la varianza condicional:

$$\sigma_{it}^2 = \omega_i + \Omega_{i1} * \varepsilon_{it-1}^2 + \Omega_{i2} * \sigma_{it-1}^2 \quad [A9]$$

- Modelo de mercado GARCH (1, 1) con un retraso de EMP:

Ecuación de la media condicional:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{i1} * EMP_t + \beta_{i2} * EMP_{t-1} + \sum_{j=X}^{N=Y} \delta_{ij} * D_{jt} + \varepsilon_{it} \quad [A10]$$

Ecuación de la varianza condicional:

$$\sigma_{it}^2 = \omega_i + \Omega_{i1} * \varepsilon_{it-1}^2 + \Omega_{i2} * \sigma_{it-1}^2 \quad [A11]$$

En las ecuaciones de rendimientos,  $r_{it}$  es el rendimiento del índice de mercado  $i$  el día  $t$ , y  $X$  y  $Y$  dependen del inicio y del final del evento en cuestión.

En las ecuaciones de las varianzas,  $\sigma_{it}^2$  es la varianza condicional del índice de mercado,  $\omega_i$  es el término de largo plazo,  $\varepsilon_{it-1}^2$  es el término de error retrasado un período de la ecuación de la media, y  $\sigma_{it-1}^2$  es el término de la varianza condicional retrasado un período.

El resto de los coeficientes y variables han sido explicadas anteriormente.

**Apéndice B. Estadísticas de los rendimientos anormales a nivel empresa**

*Tabla B1: Estadísticas de los rendimientos anormales durante las negociaciones en Finlandia*

	Media	DT	Min	C1	Mediana	C3	Max	Rango	# Negativos	% Negativos	# Significativos	% Significativos	F-test
D0	0,1984	1,5891	-4,9654	-0,6733	0,2345	0,8920	6,9787	11,9441	31	42,47 %	5	6,85%	0,9873
D1	0,3919	1,4053	-2,9511	-0,4595	0,3119	1,2432	6,4775	9,4287	31	42,47 %	2	2,74%	1,0367
D2	-0,3945	1,2476	-2,7916	-1,0250	-0,4453	0,1569	5,4337	8,2253	50	68,49 %	3	4,11%	0,7276
D3	1,0164	1,5392	-1,9096	0,1779	0,7099	1,3646	7,9275	9,8370	11	<b>15,07 %</b>	7	9,59%	0,9472
D4	0,8187	1,1838	-1,8300	0,0403	0,5414	1,5694	4,7410	6,5710	17	<b>23,29 %</b>	8	10,96%	0,7041
D5	-0,5602	1,3709	-7,2078	-1,1334	-0,4437	0,0536	2,8776	10,0853	53	72,60 %	3	4,11%	0,6876
D6	0,0474	2,7314	-4,5818	-1,3145	-0,2652	0,9060	16,9898	21,5716	42	57,53 %	7	9,59%	2,7100***
D7	0,3995	1,2363	-2,0969	-0,2828	0,0945	0,7742	5,1971	7,2941	33	45,21 %	4	5,48%	0,8496
D8	0,4398	1,3626	-1,5779	-0,5074	0,1659	0,9270	6,3234	7,9013	34	46,58 %	3	4,11%	0,7692
D9	0,1584	1,2264	-3,6706	-0,4525	0,0130	0,8414	3,0897	6,7603	35	47,95 %	2	2,74%	0,6832
D10	-0,4542	1,0677	-2,8249	-1,1859	-0,4479	0,1252	3,0875	5,9124	49	67,12 %	1	1,37%	0,7512
D11	-0,0152	1,3108	-4,1963	-0,6336	-0,0273	0,7331	3,1389	7,3351	37	50,68 %	4	5,48%	0,8696
D12	-0,5958	1,2959	-4,6106	-1,2605	-0,5590	0,0572	2,2313	6,8419	54	73,97 %	3	4,11%	0,9136
D13	-0,1208	1,0962	-3,0414	-0,7445	0,0519	0,3783	3,3450	6,3865	35	47,95 %	3	4,11%	0,5442
D14	0,2934	1,7456	-4,0888	-0,5210	0,2540	1,1233	6,8232	10,9120	28	38,36 %	10	13,70%	1,2706*
CAR (0,1)	0,5902	1,9181	-6,6043	-0,5532	0,3486	1,4587	6,6258	13,2301	29	39,73 %			0,7665
CAR (0,2)	0,1958	2,3438	-6,1786	-0,9708	0,0278	1,1406	7,8826	14,0612	36	49,32 %			0,7643
CAR (0,3)	1,2122	2,1132	-3,6702	-0,0814	0,8138	1,9867	8,1821	11,8524	19	26,03 %			0,5187
CAR (0,4)	2,0309	2,3909	-2,2949	0,5121	1,5727	3,3594	9,7516	12,0465	15	<b>20,55 %</b>			0,5514
CAR (0,5)	1,4707	2,4966	-3,7669	-0,1754	1,1944	2,9576	9,4070	13,1739	21	28,77 %			0,5393
CAR (0,6)	1,5181	3,2461	-5,2998	-0,6307	1,3377	3,0546	15,4755	20,7753	24	32,88 %			0,6591
CAR (0,7)	1,9176	3,4497	-4,6621	-0,1984	1,1551	4,5903	15,3903	20,0524	22	30,14 %			0,5608
CAR (0,8)	2,3573	3,8726	-4,5869	-0,2062	1,5061	4,1387	14,8324	19,4193	22	30,14 %			0,6371
CAR (0,9)	2,5157	4,0379	-4,7102	-0,2119	1,8658	4,6405	14,1263	18,8365	19	26,03 %			0,6465
CAR (0,10)	2,0615	3,8864	-5,5866	-0,3971	1,5377	3,9303	14,2879	19,8746	21	28,77 %			0,5857
CAR (0,11)	2,0463	4,2152	-5,8763	-0,7357	1,7641	4,1851	14,4693	20,3456	28	38,36 %			0,6458
CAR (0,12)	1,4505	4,5392	-7,1242	-1,3998	0,9196	3,9023	13,0816	20,2059	29	39,73 %			0,7183
CAR (0,13)	1,3297	4,6279	-7,9348	-1,5269	0,8647	3,4942	14,9781	22,9129	31	42,47 %			0,6736
CAR (0,14)	1,6231	4,9891	-8,3554	-2,0745	1,1082	4,0312	16,5034	24,8588	31	42,47 %			0,7282

Las negociaciones en Finlandia transcurrieron desde el 8/05/2015 hasta el 29/05/2015. Estadísticas desde Media hasta Rango multiplicadas por 100. # significa número de casos a nivel empresa. Significativos significa que el coeficiente individual es significativo a los niveles estándar (1%, 5% o 10%). Porcentajes en negrita cuando el número de negativos (o positivos) excede el 75%. El F-test para restricciones lineales comprueba si los coeficientes individuales en conjunto podrían ser iguales a cero. \*\*\*, \*\*, \* significa que es significativo al 1%, 5% o 10%, respectivamente.

Tabla B2: Estadísticas de los rendimientos anormales durante las negociaciones en Austria

	Media	DT	Min	C1	Mediana	C3	Max	Rango	# Negativos	% Negativos	# Significativos	% Significativos	F-test
D-4	-0,6432	1,2816	-3,1827	-1,5551	-0,6638	0,2766	1,9738	5,1566	24	66,67 %	2	5,56%	1,1698
D-3	0,2487	1,2485	-2,5921	-0,2895	0,1357	0,9087	3,7703	6,3624	15	41,67 %	4	11,11%	1,0268
D-2	0,0978	1,7000	-3,4009	-0,8847	-0,1767	0,7468	5,4051	8,8061	22	61,11 %	3	8,33%	1,4428**
D-1	0,4329	1,3189	-1,4178	-0,2804	0,2384	0,8374	5,2536	6,6714	12	33,33 %	1	2,78%	1,0893
D0	-0,1684	1,2972	-2,5823	-1,0060	-0,2300	0,3042	3,6869	6,2693	20	55,56 %	3	8,33%	1,2304
D1	0,1425	1,5308	-2,4926	-1,0627	0,1990	1,2643	3,1281	5,6207	16	44,44 %	3	8,33%	1,6846***
D2	-0,2667	1,1439	-2,8281	-0,8313	-0,2947	0,3778	2,5057	5,3338	25	69,44 %	2	5,56%	0,7361
D3	-0,1315	0,9319	-2,6905	-0,6849	-0,0268	0,3615	1,6255	4,3160	20	55,56 %	0	0,00%	0,4682
D4	0,9279	1,9875	-3,6961	-0,2119	0,4374	1,7676	6,5406	10,2367	13	36,11 %	8	22,22%	2,7881***
D5	-0,1386	1,8137	-5,4616	-0,9207	0,0212	1,0138	3,0776	8,5393	18	50,00 %	6	16,67%	2,1673***
D6	0,2441	1,5214	-2,8976	-0,3834	0,1485	1,0172	4,7833	7,6809	16	44,44 %	6	16,67%	1,3783*
D7	-0,0219	1,9801	-8,5779	-0,5732	0,2185	0,9491	3,1221	11,7000	16	44,44 %	5	13,89%	2,4265***
D8	-0,4399	2,0531	-5,5693	-1,0875	-0,1987	0,4898	5,3551	10,9244	19	52,78 %	9	<b>25,00%</b>	2,4736***
D9	-1,2108	1,9499	-6,7592	-1,7905	-0,7513	0,0085	1,6676	8,4268	27	<b>75,00 %</b>	7	19,44%	2,9124***
D10	0,1542	1,3557	-3,7779	-0,6433	-0,0152	0,9430	3,4411	7,2190	19	52,78 %	4	11,11%	1,0735
D11	-0,1249	1,5883	-2,6576	-1,0871	-0,0563	0,6254	3,1788	5,8364	19	52,78 %	7	19,44%	1,3761*
D12	-0,2760	1,9638	-5,2119	-1,0568	-0,2191	0,5287	4,2748	9,4868	21	58,33 %	9	<b>25,00%</b>	2,9434***
D13	-1,0580	2,0312	-6,1074	-2,1546	-1,0554	0,0470	4,6933	10,8007	27	<b>75,00 %</b>	12	<b>33,33%</b>	2,7875***
D14	-0,6123	4,4963	-23,9292	-1,1623	-0,1917	0,9933	5,1843	29,1135	20	55,56 %	10	<b>27,78%</b>	7,5996***
D15	-0,2114	1,7507	-5,2870	-1,2347	-0,1868	0,6532	3,8613	9,1483	19	52,78 %	8	22,22%	1,8538***
D16	0,0269	1,4488	-3,1445	-0,6127	-0,3596	0,4792	4,0359	7,1804	22	61,11 %	5	13,89%	1,3776*
D17	0,4782	1,6316	-3,5147	-0,3347	0,4129	1,2172	3,8701	7,3848	11	30,56 %	7	19,44%	1,8098***
D18	0,2979	1,9189	-2,8505	-0,8580	0,3407	0,9021	7,6555	10,5060	13	36,11 %	7	19,44%	2,3083***
D19	-1,0025	1,7142	-7,7046	-1,4040	-0,8311	0,2665	2,5455	10,2501	29	<b>80,56 %</b>	5	13,89%	1,9379***
D20	0,7128	1,6973	-2,1867	-0,2708	0,4939	1,6634	5,7983	7,9850	11	30,56 %	6	16,67%	1,6427***
D21	-0,3189	1,0557	-1,8668	-0,9623	-0,5041	0,1173	3,2463	5,1132	25	69,44 %	2	5,56%	0,8735
D22	0,1028	1,2121	-2,2514	-0,6946	-0,1094	1,0125	3,1234	5,3748	20	55,56 %	1	2,78%	1,0773
D23	0,0584	1,5915	-2,6449	-0,9409	-0,1383	0,9207	3,3767	6,0216	20	55,56 %	8	22,22%	1,8542***
D24	0,2785	1,8949	-4,0724	-0,7876	0,1314	1,1329	5,4936	9,5660	18	50,00 %	10	<b>27,78%</b>	2,7249***
D25	-0,1018	1,5345	-3,9220	-1,1416	-0,1827	0,7957	4,6092	8,5312	19	52,78 %	5	13,89%	2,1041***
D26	-0,1005	1,7137	-3,9407	-1,0001	-0,1366	1,0705	2,9225	6,8632	19	52,78 %	7	19,44%	1,8067***
D27	-1,0411	1,6707	-6,4881	-1,7547	-0,9616	0,0482	1,3981	7,8862	28	<b>77,78 %</b>	3	8,33%	1,8067***
D28	-0,7506	1,5497	-5,0444	-1,3349	-0,8348	0,4652	2,1813	7,2257	24	66,67 %	8	22,22%	1,6864***
D29	0,5638	1,6237	-1,9306	-0,5822	0,5010	1,3237	4,7891	6,7197	13	36,11 %	5	13,89%	1,5645**
D30	0,4178	1,4464	-2,8783	-0,4419	0,0785	1,4187	3,6775	6,5558	18	50,00 %	6	16,67%	1,3163*
D31	-0,1622	1,9607	-3,3616	-1,3487	-0,1895	0,5939	6,9230	10,2846	20	55,56 %	7	19,44%	2,1493***
D32	-0,6108	1,3559	-4,6441	-1,3409	-0,7288	0,0486	3,3828	8,0269	27	<b>75,00 %</b>	2	5,56%	1,1885
D33	0,0139	2,3365	-11,7945	-0,6221	-0,0047	1,0345	4,1235	15,9180	18	50,00 %	2	5,56%	3,6197***
D34	0,0781	2,0350	-4,8243	-0,7632	-0,1133	1,0338	5,0500	9,8743	20	55,56 %	6	16,67%	2,2210***
D35	1,2004	2,2155	-2,5787	0,0273	0,9029	2,2705	7,2294	9,8081	9	<b>25,00 %</b>	16	<b>44,44%</b>	3,4060***
CAR (-4,0)	-0,0323	3,6456	-4,8024	-2,3761	-0,6588	0,9331	14,2918	19,0943	20	55,56 %			1,3884*
CAR (-4,15)	-3,0556	8,1762	-25,1876	-6,0169	-2,9114	0,8712	16,9328	42,1205	25	69,44 %			1,8118***

CAR (-4,28)	-4,4153	10,1292	-38,1575	-7,6958	-3,7473	0,5165	17,9527	56,1103	26	72,22 %			1,6030**
CAR (-4,34)	-4,1148	11,2767	-38,9538	-8,3915	-5,4386	0,2000	25,6033	64,5571	26	72,22 %			1,6724***
CAR (-4,35)	-2,9144	11,8259	-37,9977	-5,9788	-4,7510	0,2189	29,8565	67,8543	26	72,22 %			1,7603***
CAR (0,15)	-3,1917	7,3052	-21,6296	-5,5680	-2,5925	1,2306	10,4687	32,0983	24	66,67 %			1,8682***
CAR (0,28)	-4,5515	9,3131	-34,5995	-7,6507	-3,4135	-	12,6293	47,2288	27	<b>75,00 %</b>			1,6896***
CAR (0,34)	-4,2509	10,0205	-35,3958	-7,2041	-4,5745	0,0083	21,7813	57,1771	27	<b>75,00 %</b>			1,7858***
CAR (0,35)	-3,0505	10,4625	-34,4397	-5,7946	-3,2594	0,4360	26,0346	60,4743	27	<b>75,00 %</b>			1,9310***

Las negociaciones en Austria transcurrieron desde el 19/10/2017 hasta el 18/12/2017. Estadísticas desde Media hasta Rango multiplicadas por 100. # significa número de casos a nivel empresa. Significativos significa que el coeficiente individual es significativo a los niveles estándar (1%, 5% o 10%). Porcentajes en negrita cuando el número de negativos (o positivos) excede el 75%, o si el número de coeficientes significativos supera el 25%. El F-test para restricciones lineales comprueba si los coeficientes individuales en conjunto podrían ser iguales a cero. \*\*\*, \*\*, \* significa que es significativo al 1%, 5% o 10%, respectivamente.

Tabla B3: Estadísticas de los rendimientos anormales durante las negociaciones en Italia													
	Media	DT	Min	C1	Mediana	C3	Max	Rango	# Negativos	% Negativos	# Significativos	% Significativos	F-test
D-2	-1,0003	1,7637	-9,8318	-1,9118	-0,9993	0,0602	5,9400	15,7718	114	73,55 %	25	16,13%	2,2820***
D-1	0,2166	1,9803	-4,8272	-0,8072	0,0285	0,8601	14,2172	19,0444	75	48,39 %	12	7,74%	2,7330***
D0	-0,6909	1,8997	-5,2231	-1,8542	-0,7084	0,1205	8,7548	13,9779	110	70,97 %	28	18,06%	2,9703***
D1	0,4614	1,8506	-3,6037	-0,3918	0,2966	1,1694	9,1779	12,7816	60	38,71 %	13	8,39%	2,9766***
D2	0,0262	1,7370	-6,6075	-0,9676	0,0168	0,9723	6,7852	13,3927	76	49,03 %	14	9,03%	2,0663***
D3	-0,6786	1,9716	-7,7564	-1,6841	-0,5733	0,3472	7,3999	15,1563	102	65,81 %	21	13,55%	3,1858***
D4	-1,9614	2,1873	-8,5922	-3,1748	-1,9594	-0,9135	11,8310	20,4232	136	<b>87,74 %</b>	52	<b>33,55%</b>	4,1189***
D5	-0,7724	2,2335	-14,9386	-1,5290	-0,4688	0,2602	5,7193	20,6579	101	65,16 %	19	12,26%	3,3150***
D6	-1,4207	1,9300	-7,4438	-2,6619	-1,0786	-0,2005	4,7017	12,1456	125	<b>80,65 %</b>	38	24,52%	2,5250***
CAR (-2,0)	-1,4745	3,2473	-10,1025	-3,2877	-1,4750	-0,0256	10,5631	20,6656	116	74,84 %			2,8028***
CAR (-2,2)	-0,9869	4,0772	-13,1545	-3,2002	-1,0906	0,8413	12,1696	25,3240	98	63,23 %			2,4146***
CAR (-2,4)	-3,6268	5,4942	-18,9625	-7,0066	-3,8446	-1,1453	20,8724	39,8348	125	<b>80,65 %</b>			3,8828***
CAR (-2,6)	-5,8200	6,4961	-30,0517	-9,9875	-5,8945	-1,7949	18,7889	48,8405	131	<b>84,52 %</b>			4,1644***
CAR (0,2)	-0,2032	3,0187	-8,7370	-2,0101	-0,3398	1,0405	11,9795	20,7165	85	54,84 %			2,2060***
CAR (0,4)	-2,8432	4,3294	-14,0416	-5,4925	-2,7213	-0,8545	15,2815	29,3231	129	<b>83,23 %</b>			3,0932***
CAR (0,6)	-5,0363	5,7114	-29,2069	-8,2074	-4,7396	-1,8434	13,1980	42,4048	132	<b>85,16 %</b>			3,6603***

Las negociaciones en Italia transcurrieron desde el 08/05/2018 hasta el 18/05/2018. Estadísticas desde Media hasta Rango multiplicadas por 100. # significa número de casos a nivel empresa. Significativos significa que el coeficiente individual es significativo a los niveles estándar (1%, 5% o 10%). Porcentajes en negrita cuando el número de negativos (o positivos) excede el 75%. El F-test para restricciones lineales comprueba si los coeficientes individuales en conjunto podrían ser iguales a cero. \*\*\*, \*\*, \* significa que es significativo al 1%, 5% o 10%, respectivamente.



## **CAPÍTULO 3. EVENTO A NIVEL MUNDIAL**

***PARTE 1: WORLD CAPITAL MARKETS FACING THE FIRST  
WAVE OF COVID-19: TRADITIONAL EVENT STUDY VERSUS  
SENSITIVITY TO NEW CASES<sup>56</sup>***

---

<sup>56</sup> Este capítulo es una transcripción al castellano del artículo original en inglés. Actualmente en proceso de revisión por pares.



## 1. Introducción

El 31 de diciembre de 2019, China notificó el primer caso del nuevo coronavirus, y desde entonces el mundo se ha enfrentado a una situación sin precedentes. No es la primera ni la peor pandemia sufrida por la humanidad, pero sí la más importante ocurrida en el último siglo.

Sobre todo, es diferente porque se ha producido en una economía mundial altamente globalizada e interdependiente. En consecuencia, no sólo el virus se ha propagado rápidamente, sino que las medidas adoptadas para contenerlo y sus respectivas consecuencias también han convertido una crisis sanitaria en una crisis política y económica a nivel mundial.

Durante el periodo que cubrimos, del 31 de diciembre de 2019 al 1 de junio de 2020, el virus infectó rápidamente los mercados de valores. Esto dio lugar a descensos acumulados de más de una cuarta parte de la capitalización total en Austria, Brasil, Egipto o Indonesia, entre muchos otros, y provocó caídas diarias de los precios superiores a las de la crisis financiera mundial de 2007.

En consecuencia, desde mediados de 2020 se han publicado continuamente estudios académicos sobre la COVID-19 y los mercados de capitales (Ashraf, 2020a; 2020b; Baker et al., 2020; Ramelli y Wagner, 2020; Rizwan et al., 2020 o Zaremba et al., 2020). Informan del efecto estadísticamente negativo sobre los rendimientos de los activos y del efecto positivo sobre la volatilidad, examinan el efecto de las medidas gubernamentales con resultados controvertidos e intentan explicar los diferentes niveles de exposición al riesgo a nivel de país y de empresa.

Muchos de ellos han utilizado la metodología de estudio de eventos en sus diversas versiones para analizar los rendimientos anormales o la volatilidad anormal durante la pandemia o durante un evento pandémico específico (Ashraf, 2020b; Fernández-Pérez et al., 2021; Heyden y Heyden, 2021; Liu et al., 2020a; Narayan et al., 2021; Pandey y Kumari, 2021, entre otros).

Mientras que una corriente paralela se ha centrado más en analizar como la evolución de los casos o las muertes afectó a los rendimientos de las acciones, aprovechando el hecho de que un gran número de países han estado informando del número de casos y muertes

diariamente (Al-Awadhi et al., 2020; Ashraf, 2020a, 2021; Just y Echaust, 2020; Seven y Yilmaz, 2021, entre otros).

Las motivaciones detrás de los diferentes enfoques son diversas, pero todos buscan cuantificar de alguna manera el impacto de la pandemia en los mercados de valores. Este es precisamente el objetivo de nuestra investigación: contrastar ambas propuestas para entender qué información arroja cada una y cómo interpretarla.

Por ello, creemos que ambos instrumentos son más potentes juntos. Resulta que un mercado puede verse muy afectado por la pandemia en la medida en que es muy sensible a un aumento de casos. Y, sin embargo, no se ve muy afectado por la pandemia en general porque no ha habido un gran número de casos. Así, pudimos encontrar mercados que sufrieron grandes pérdidas durante la pandemia, pero sin apenas sensibilidad a los nuevos casos, y otras casuísticas similares.

Por tanto, la pregunta principal de nuestra investigación es:

- ¿Qué información obtenemos de la metodología del estudio de eventos que no obtenemos al estudiar las series temporales de crecimiento de los casos y su influencia en los índices bursátiles?

Además, también damos respuesta a las siguientes preguntas:

- ¿Son significativas las pérdidas acumuladas en los mercados mundiales de capitales una vez descontados los rendimientos esperados de los activos?
- ¿Cómo se ven afectados los mercados por la evolución de la pandemia? ¿En qué semanas se concentra el grueso de las pérdidas?
- Independientemente de la metodología, ¿hay diferencias significativas entre las regiones? ¿Qué porcentaje de mercados se ha visto significativamente afectado?

Para responder a estas preguntas, hemos recopilado datos bursátiles de los principales índices de 78 países para una ventana de eventos del 31 de diciembre al 1 de junio de 2020. Se trata de una de las muestras y períodos de estudio más largos hasta la fecha.

Además, nuestra muestra incluye países, como Irak, Ghana, Tanzania, Myanmar o Jamaica, cuyos mercados a veces se consideran "subdesarrollados" y suelen ser excluidos por defecto en otros estudios.

Ambos enfoques se tratan mediante la regresión de las series temporales de los rendimientos de los principales índices bajo un sistema de ecuaciones simultáneas denominado ecuaciones aparentemente no relacionadas (Zellner, 1962; Karafiath, 1988) y mediante el uso de un modelo de mercado ampliado y el modelo de 3 factores de Fama y French (1992; 1993).

Nuestro período de eventos es diferente para cada país, ya que comienza a partir del día en que se detectó el primer caso. Esto nos permite comprobar los rendimientos anormales de esos primeros días y también observar la evolución de la pandemia a lo largo de las semanas, detectando dónde se encuentra el grueso de las pérdidas a nivel mundial y regional.

Además, realizamos otro estudio a partir de la semana en que la OMS declaró la COVID-19 como pandemia, lo que nos permite examinar la singularidad de este evento político y económico único.

Hemos basado nuestro análisis en un sistema de ecuaciones multivariante, a diferencia de otras investigaciones, que se basan en índices globales o en diferentes métodos de estudio de panel. Este método nos permite ofrecer un interesante nivel de desagregación para observar qué proporción de los mercados nacionales de renta variable sufrieron realmente efectos significativos.

En la misma línea, somos los primeros en presentar datos regionales a ocho niveles: África, Asia, América del Norte, América del Sur y el Caribe, Europa, Europa del Este, MENA (Oriente Medio y África del Norte) y Oceanía.

También explicamos los datos mediante una comparación directa y exhaustiva de ambas metodologías, lo que también contribuye a la literatura sobre el papel de la cultura u otras variables aún por descubrir y su efecto en el mercado.

Este trabajo puede ser interesante para los inversores y los responsables políticos, ya que la comprensión de este puzzle puede ayudar a entender las vías de contagio financiero y por qué algunos países han sufrido peores consecuencias financieras que otros.

El hallazgo más notable es el significativo efecto negativo general sobre los mercados de valores, que se concentra en torno a los días en que se declaró la pandemia. Esto ocurre especialmente en las regiones de Europa, Europa del Este y América del Sur y el Caribe.

Asimismo, comprobamos la relación inversa entre el crecimiento de los casos y los rendimientos de los índices, que es significativa en 56 de los 78 mercados, una proporción más alta que la proporcionada por nuestro estudio del evento en cualquiera de sus formas.

La relación casos-retornos nos permite obtener una única cifra para cada mercado individual, y así observar directamente en qué países los inversores han reaccionado peor a la pandemia. Sin embargo, no podemos saber en qué fechas se concentran las pérdidas, ni podemos obtener intuitivamente una cifra global de la pérdida anormal de cada mercado. Estos datos nos los proporciona el estudio de evento de manera más eficiente.

En particular, la comparación de los dos experimentos muestra una vía para futuras investigaciones, en especial la aparente contradicción de que los países con menores rendimientos anormales acumulados no son los más afectados por el aumento de los casos.

Este documento continúa con una revisión de la literatura y la exposición de las preguntas de investigación, después presentamos la metodología de los diferentes experimentos y sus resultados, y terminamos con algunas observaciones finales.

## **2. Estado de la cuestión**

Los acontecimientos imprevistos afectan a los mercados de valores, y la investigación en este ámbito ha sido prolífica en los últimos años. El nivel de incertidumbre puede afectar tanto a los dividendos futuros (negativamente) como a la tasa de rentabilidad esperada (positivamente), al menos hasta que se resuelva la contingencia y desaparezca la incertidumbre (Brown et al., 1988).

Entre las aportaciones más reconocidas en este campo se encuentra la de Baker, Bloom y Davies (2013; 2016), que desarrollaron un índice que capta los momentos de alta incertidumbre en política económica (EPU). Durante la primera oleada de COVID-19, el índice alcanzó su máximo global en abril. Baker et al. (2020) encontraron que la incertidumbre generada por la actual pandemia no tiene precedentes.

El VIX, también conocido como índice del miedo, es el otro índice más utilizado para medir la incertidumbre en los mercados. En una investigación reciente, Wang et al. (2020) observaron que el VIX era un mejor predictor de la volatilidad que el EPU durante la nueva crisis del coronavirus.

Del mismo modo, Salisu y Akanni (2020) presentaron un Índice de Miedo Global para el COVID-19. En este caso, se basa en el Índice de Miedo Global existente y en los datos epidemiológicos proporcionados por los países. El indicador ha resultado ser un predictor robusto de los rendimientos del mercado de valores; al menos para los mercados de la OCDE y los BRICS, donde incluso supera al VIX.

En nuestro enfoque, no pretendemos profundizar en esta relación incertidumbre-mercado, sino contrastar dos de las metodologías más utilizadas para estudiar el impacto que la incertidumbre ha tenido en los mercados de renta variable.

La primera es la metodología del estudio de eventos, tiene una larga trayectoria como herramienta para analizar el impacto de eventos inesperados sobre las rentabilidades y otras variables bursátiles. En este sentido, podríamos hacer una división entre los más relacionados con catástrofes naturales y los más inducidos políticamente.

En un trabajo teórico y empírico, Barro (2006) desarrolló un modelo que explica que, a pesar de la baja probabilidad de que se produzcan catástrofes raras, éstas son capaces de explicar la elevada prima de las acciones durante el siglo XX.

Con respecto a las catástrofes naturales y sus efectos en los mercados bursátiles, Bourdeau-Brien y Kryzanowski (2017) descubrieron que solo unos pocos eventos causan efectos significativos en los rendimientos y la volatilidad en los mercados de EE. UU.

Valizadeh et al. (2017) mostraron cómo una catástrofe, como el terremoto de 2011 en Japón, no solo afecta al mercado bursátil nacional, sino que se extiende rápidamente a los mercados relacionados.

Especial atención merece un trabajo publicado antes de la actual pandemia por Donadelli et al. (2017). Estudiaron las reacciones de las acciones farmacéuticas a los anuncios oficiales de la OMS y encontraron que, en una primera etapa, hay una caída de los precios causada por el miedo y la sobreinformación. Sin embargo, también hay una segunda etapa de crecimiento inducido por la intervención del gobierno y las oportunidades de inversión.

En el segundo grupo, podemos encontrar artículos que analizan los resultados inesperados de las elecciones (Goodell y Vähämaa, 2013 o Wagner et al., 2018), los referendos (Angosto-Fernández y Ferrández-Serrano, 2020 o Schiereck et al., 2016), y otros eventos políticos (He et al., 2017; Liu et al., 2017 o Hillier y Loncan, 2019).

La literatura relativa a las catástrofes y a los acontecimientos políticos inesperados presenta conclusiones clave que pueden extenderse a las disciplinas vecinas (Brooks et al., 2003). En primer lugar, existe una relación negativa entre la incertidumbre y los rendimientos (Angosto-Fernández y Ferrández-Serrano, 2020; He et al., 2017). En segundo lugar, existe una relación positiva entre la incertidumbre y la volatilidad (Goodell y Vähämaa, 2013; Smales, 2016; Chiang, 2019) y, por último, hay una gran dispersión en los rendimientos que muestra que los efectos de la incertidumbre no son homogéneos entre empresas o países (Davies y Studnicka, 2018 o Shahzad et al., 2019).

En un artículo muy temprano, Phan y Narayan (2020) ya sugirieron que la cuestión de la pandemia actual y los mercados de valores debería abordarse mediante la metodología del estudio de eventos. No es de extrañar que los trabajos académicos sobre la influencia del COVID-19 en el mercado estén en auge desde los primeros meses (Al-Awadhi et al., 2020; Ashraf, 2020a, 2020b; Heyden y Heyden, 2021; Liu et al., 2020b; Ramelli y Wagner, 2020; Seven y Yilmaz, 2021; Wu et al., 2020; Zaremba et al., 2020; Zhang et al., 2020, entre otros).

Uno de los usos más evidentes de este tipo de análisis es detectar comportamientos anormales en alguna de las variables de estudio. En este caso, los trabajos reportan rendimientos anormales negativos y volatilidad anormal positiva, con pocas excepciones (Liu et al., 2020b).

Ashraf (2020b) detectó rendimientos negativos significativos a nivel global a partir de una muestra de 77 mercados probando diferentes eventos; Fernández-Pérez et al. (2021) hicieron lo mismo en una muestra de 63 países utilizando como evento el primer caso local. Por su parte, Liu et al. (2020a) detectaron un shock negativo en 71 de los 77 mercados en la única investigación que utiliza la declaración de pandemia de la OMS como momento cero del evento.

En otros trabajos, como el de Pandey y Kumari (2021), los resultados se desglosan entre mercados en desarrollo y desarrollados. También encontraron rendimientos anormales negativos alrededor del momento de la declaración de la OMS de emergencia de salud pública (pre-pandemia), así como una reacción significativa antes del evento, pero sólo en los países desarrollados.

Si consideramos eventos específicos, Narayan et al. (2021) descubrieron que las cuarentenas generales son los eventos que afectaron más severa y positivamente a los

mercados de valores en los países del G7. Pandey y Kumari (2020) confirmaron la evidencia con resultados positivos en 23 de los 25 mercados.

Heyden y Heyden (2021) encontraron rendimientos anormales negativos para la primera muerte y para el estímulo fiscal, mientras que el estímulo monetario proporcionó rendimientos anormales positivos en una muestra de mercados de EE. UU. y la UE. Este resultado se contradice con el de Seven y Yilmaz (2021) en una muestra de 78 países, en la que el estímulo fiscal se relacionó con subidas de los precios del mercado de valores, mientras que todas las demás intervenciones no tuvieron efecto significativo.

Podríamos decir que los estudios mencionados se encuentran entre los que intentan cubrir la mayoría de los mercados. Al mismo tiempo, también hay numerosos estudios que cubren un solo país que analizan los rendimientos de las acciones, y que también han detectado rendimientos anormales: Ramelli y Wagner (2020) en EE. UU. utilizando empresas del Russell 3000; Naidu y Ranjeeni (2021) en Australia; He et al. (2020a, 2020b) y Xiong et al. (2020) en China, entre otros.

Sin entrar en detalles, queremos mencionar que algunos estudios informan de un aumento inusual de la volatilidad y del contagio del mercado (Baker et al., 2020; Just y Echaust, 2020; Lyócsa et al., 2020; Zaremba et al., 2020; Zhang et al., 2020). Mientras tanto, otros utilizan los resultados del estudio de eventos como indicadores para buscar variables transversales que expliquen estos rendimientos anormales (Ashraf, 2021; Fernández-Pérez et al., 2021, He et al., 2020b; Heyden y Heyden, 2021; Ramelli y Wagner, 2020; Seven y Yilmaz, 2021; Xiong et al., 2020).

La otra metodología que aplicamos en nuestra investigación se basa en el análisis de series temporales de casos y muertes por COVID-19 y su relación con los rendimientos bursátiles. La sensibilidad a los nuevos casos mide la atención de los inversores a la información proporcionada por las autoridades sanitarias de cada país. También es un experimento para evaluar cómo afecta la información sobre la pandemia en cada país y la eficiencia de los mercados en general.

En este sentido, existe evidencia previa de cómo el aumento de casos influye negativa y significativamente en los precios de las acciones a nivel mundial (Ashraf, 2020a; Seven y Yilmaz, 2021; Pandey y Kumari, 2020). Estos estudios muestran un impacto negativo en muestras de 64, 78 y 49 mercados, respectivamente. Sin embargo, estos resultados son globales y no se desglosan por países o regiones.

En un estudio a nivel de empresa en los mercados chinos, Al-Awadhi et al. (2020) también detectaron este comportamiento y encontraron pruebas de una relación entre el aumento de las muertes y los rendimientos. Sin embargo, Ashraf (2020a) no encontró que las muertes tuvieran una relación significativa a nivel agregado.

Por el contrario, Just y Echaust (2020) no encontraron una relación significativa entre los anuncios de nuevos casos y los rendimientos de 12 índices, aunque sí identificaron una relación positiva con la volatilidad y la correlación en algunos de estos mercados.

Además, otro trabajo de Ashraf (2021) relacionó la sensibilidad del crecimiento de los casos con un efecto cultural nacional, y Fernández-Pérez et al. (2021) obtuvieron el mismo resultado con respecto a la cultura nacional, pero utilizaron rendimientos y volatilidades anormales en lugar del análisis de sensibilidad.

Así pues, además de ofrecer nuevas perspectivas, nuestra investigación pretende complementar la información proporcionada por estas investigaciones.

En primer lugar, llenamos un vacío en la literatura actual, ya que la mayoría de los estudios ofrecen conclusiones sobre el impacto del mercado a nivel global o en mercados nacionales específicos. En cambio, nosotros ofrecemos un análisis global, pero examinando el impacto regional.

En segundo lugar, nuestro método de estimación tiene en cuenta la correlación cruzada, que es sumamente importante en un acontecimiento que ha ocurrido casi simultáneamente en todo el mundo. Y el uso del modelo de mercado ampliado y el modelo de 3 factores de Fama y French (1992; 1993) proporcionan una mayor solidez al examinar la anomalía de los rendimientos. También dividimos el estudio del evento en dos partes comparables: una a partir del primer caso y otra a partir del anuncio de la pandemia.

El objetivo principal de este estudio es reunir y comparar los resultados obtenidos mediante los dos métodos de estudio del efecto de la pandemia en los mercados de renta variable, que nos permitirá identificar mejor cuándo es apropiado utilizar uno u otro.

### 3. Datos y descripción de los eventos

Tabla 1: Valores promedio y acumulados de los rendimientos brutos de la muestra de índices								
País	Índice	Semana especial	1er caso	Acumulado (31 DIC)	Promedio diario (31 DIC)	Acumulado (1er caso)	Promedio diario (1er caso)	Región
Argentina	S&PMerval	No	03/03/2020	-7,0850	-0,0668	6,8440	0,1104	SA&C
Australia	S&P ASX 200	No	25/01/2020	-10,5114	-0,0992	-14,6230	-0,1662	O
Austria	ATX	No	26/02/2020	-35,6028	-0,3359	-28,5620	-0,4328	E
Baréin	BAX	Yes	24/02/2020	-23,6265	-0,2229	-27,3110	-0,4016	M
Bangladesh	DESEX	Yes	09/03/2020	-10,7476	-0,1014	-6,9510	-0,1198	AS
Bélgica	BEL20	No	04/02/2020	-19,3868	-0,1829	-18,4266	-0,2247	E
Brasil	Ibovespa	No	26/02/2020	-27,3580	-0,2581	-26,3786	-0,3997	SA&C
Bulgaria	SOFIX	No	08/03/2020	-20,8840	-0,1970	-13,9217	-0,2400	EE
Camboya	CSX	No	28/01/2020	5,5072	0,0520	6,6239	0,0761	AS
Canadá	S&P TSX	No	26/01/2020	-9,7988	-0,0924	-12,4917	-0,1420	NA
Chile	S&P IPSA	No	04/03/2020	-24,6290	-0,2323	-16,1310	-0,2644	SA&C
China	SZSE Component	No	31/12/2019	9,1806	0,0866	9,1806	0,0866	AS
Colombia	COLCAP	No	07/03/2020	-40,3364	-0,3805	-30,2446	-0,5215	SA&C
Costa de Marfil	BRVM Composite	No	12/03/2020	-15,3238	-0,1446	-7,6679	-0,1394	A
Chipre	CYMAIN	No	10/03/2020	-41,1177	-0,3879	-21,7709	-0,3819	E
República Checa	PX	No	02/03/2020	-20,6349	-0,1947	-7,3773	-0,1171	EE
Dinamarca	OMX-C20	No	27/02/2020	9,2665	0,0874	4,8471	0,0746	E
Egipto	EGX 30	Yes	02/03/2020	-30,9497	-0,2920	-17,8220	-0,2829	M
Finlandia	OMX-H25	No	30/01/2020	-5,4207	-0,0511	-7,6095	-0,0895	E
Francia	CAC 40	No	25/01/2020	-22,7960	-0,2151	-23,4963	-0,2670	E
Alemania	DAX	No	28/01/2020	-13,4052	-0,1265	-13,0707	-0,1502	E
Ghana	GSE Composite	No	13/03/2020	-14,2610	-0,1345	-13,0362	-0,2414	A
Grecia	ATG	No	27/02/2020	-33,2232	-0,3134	-20,8950	-0,3215	E
Hong Kong	HSI	No	23/01/2020	-17,8151	-0,1681	-17,8915	-0,1988	AS
Hungría	SE	No	05/03/2020	-25,0380	-0,2362	-18,8737	-0,3146	EE
Islandia	ICEX Main	No	29/02/2020	-3,6588	-0,0345	5,1202	0,0813	E
India	BSE Sensex	No	30/01/2020	-18,2949	-0,1726	-17,2998	-0,2035	AS
Indonesia	IDX Composite	No	02/03/2020	-27,6139	-0,2605	-13,1774	-0,2092	AS
Irak	ISX 60	Yes	25/02/2020	-15,0737	-0,1422	-9,0080	-0,1344	M
Irlanda	ISEQ Overall	No	01/03/2020	-18,1012	-0,1708	-6,5153	-0,1034	E
Israel	TA125	Yes	24/02/2020	-15,1277	-0,1427	-15,8570	-0,2332	M
Italia	FTSE MIB	No	31/01/2020	-23,8220	-0,2247	-24,9840	-0,2974	E
Jamaica	JSE All Index	No	12/03/2020	-29,1257	-0,2748	-10,1079	-0,1838	SA&C
Japón	Nikkei 225	No	15/01/2020	-2,5162	-0,0237	-4,0621	-0,0423	AS
Jordania	SE All Share	Yes	03/03/2020	-14,8670	-0,1403	-11,6800	-0,1884	M
Kazakstán	KASE	No	15/03/2020	-3,8191	-0,0360	9,2898	0,1753	AS
Kenia	NASI	No	14/03/2020	-18,7256	-0,1767	2,5630	0,0484	A
Malasia	KLCI	No	25/01/2020	-7,0805	-0,0668	-4,3920	-0,0499	AS
Malta	MSE	No	07/03/2020	-17,3032	-0,1632	-14,1092	-0,2433	E

<b>Mauricio</b>	Semdex	No	20/03/2020	-30,5445	-0,2882	1,9864	0,0405	A
<b>México</b>	IPC	No	29/02/2020	-16,7301	-0,1578	-11,2377	-0,1784	NA
<b>Marruecos</b>	MASI	No	03/03/2020	-21,4104	-0,2020	-21,3721	-0,3447	M
<b>Myanmar</b>	Myanpix	No	24/03/2020	0,0545	0,0005	0,4657	0,0099	AS
<b>Namibia</b>	FTSE NSX Overall	No	15/03/2020	-27,7432	-0,2617	2,1981	0,0415	A
<b>Países Bajos</b>	AEX	No	28/02/2020	-11,5882	-0,1093	-3,7184	-0,0581	E
<b>Nueva Zelanda</b>	NZSX 50	No	28/02/2020	-4,6577	-0,0439	-4,1803	-0,0653	O
<b>Nigeria</b>	NSE All Share	No	28/02/2020	-4,9617	-0,0468	-5,7064	-0,0892	A
<b>Noruega</b>	OBX	No	27/02/2020	-16,2236	-0,1531	-10,8240	-0,1665	E
<b>Omán</b>	MSM 30	Yes	25/02/2020	-11,6506	-0,1099	-16,1940	-0,2417	M
<b>Pakistán</b>	Karachi All Share	No	27/02/2020	-15,8590	-0,1496	-6,2798	-0,0966	AS
<b>Perú</b>	S&P Lima	No	07/03/2020	-30,1284	-0,2842	-18,2753	-0,3151	SA&C
<b>Filipinas</b>	PSEi	No	30/01/2020	-29,4035	-0,2774	-24,7822	-0,2916	AS
<b>Polonia</b>	WIG20	No	04/03/2020	-21,5356	-0,2032	-8,6248	-0,1414	EE
<b>Portugal</b>	PSI-20	No	03/03/2020	-16,8206	-0,1587	-8,4504	-0,1363	E
<b>Qatar</b>	QE General	Yes	01/03/2020	-14,7193	-0,1389	-5,0840	-0,0794	M
<b>Rumanía</b>	BET	No	27/02/2020	-15,7892	-0,1490	-13,0203	-0,2003	EE
<b>Rusia</b>	RTS	No	01/02/2020	-18,9560	-0,1788	-16,8783	-0,2034	EE
<b>Arabia Saudí</b>	TASI	Yes	03/03/2020	-26,7662	-0,2525	-14,4220	-0,2326	M
<b>Serbia</b>	Belex 15	No	07/03/2020	-17,1791	-0,1621	-15,9967	-0,2758	EE
<b>Singapur</b>	FTSE Singapur	No	24/01/2020	-21,8902	-0,2065	-22,8759	-0,2570	AS
<b>Sudáfrica</b>	SWIX	No	06/03/2020	-16,2334	-0,1531	-7,6838	-0,1302	A
<b>Corea del Sur</b>	KOSPI	No	20/01/2020	-5,6521	-0,0533	-8,0307	-0,0864	AS
<b>España</b>	IBEX 35	No	01/02/2020	-28,6026	-0,2698	-26,0240	-0,3135	E
<b>Sri Lanka</b>	S&P Sri Lanka 20	No	28/01/2020	-41,0538	-0,3873	-37,0945	-0,4264	AS
<b>Suecia</b>	OMXS30	No	01/02/2020	-7,1625	-0,0676	-7,8044	-0,0940	E
<b>Suiza</b>	SMI	No	26/02/2020	-7,6860	-0,0725	-6,3736	-0,0966	E
<b>Taiwán</b>	Taiwan Weighted	No	21/01/2020	-8,2292	-0,0776	-8,7698	-0,0953	AS
<b>Tanzania</b>	DSE ASI	No	17/03/2020	-12,9610	-0,1223	-9,3440	-0,1797	A
<b>Tailandia</b>	SETI	No	13/01/2020	-17,6959	-0,1669	-17,7459	-0,1811	AS
<b>Trinidad y Tobago</b>	TTSE Composite	No	13/03/2020	-13,8106	-0,1303	-14,3146	-0,2651	SA&C
<b>Túnez</b>	TUNINDEX	No	03/03/2020	-8,9901	-0,0848	-10,0041	-0,1614	M
<b>Turquía</b>	BIST 100	No	12/03/2020	-7,2494	-0,0684	5,5510	0,1009	M
<b>Uganda</b>	Uganda All Share	No	22/03/2020	-28,2914	-0,2669	-7,5805	-0,1579	A
<b>Reino Unido</b>	FTSE 100	No	31/01/2020	-18,3636	-0,1732	-15,6232	-0,1860	E
<b>Emiratos Árabes Unidos</b>	ADX General	Yes	27/01/2020	-19,9507	-0,1882	-22,6320	-0,2572	M
<b>Uruguay</b>	BVM	No	15/03/2020	-2,2646	-0,0214	0,3362	0,0063	SA&C
<b>Estados Unidos</b>	S&P 500	No	21/01/2020	-1,4147	-0,0133	-4,7223	-0,0513	NA
<b>Vietnam</b>	VN	No	24/01/2020	-10,0905	-0,0952	-12,7925	-0,1437	AS

Notas: Los rendimientos se multiplican por 100. La semana especial significa que los días de negociación van de domingo a jueves. Los nombres de los índices aparecen como en *Investing*. A es África, AS es Asia, E es Europa, EE es Europa del Este, M es MENA, NA es América del Norte, SA&C es América del Sur y el Caribe y O es Oceanía.

La tabla 1 enumera los distintos países de la muestra y sus índices, incluyendo otros detalles importantes para comprender mejor la investigación. Los rendimientos brutos se calculan mediante la suma de los rendimientos logarítmicos diarios. Los datos acumulados desde el 31 de diciembre cuentan con el mismo número de sesiones independientemente del mercado (hasta el 1 de junio), con algunas excepciones por fiestas locales o cierre de mercados. Las acumulaciones desde el primer caso son diferentes, ya que el evento es específico de cada país, por lo que también calculamos la rentabilidad media diaria.

El experimento se divide en dos partes: un estudio tradicional del evento y un análisis de la sensibilidad de los rendimientos a los aumentos de los casos.

Para ello, obtuvimos las cotizaciones diarias de los índices bursátiles en moneda local (una por país), siempre que hubiera datos de al menos 100 días antes del 31 de diciembre de 2019, día en que se detectó el primer caso. Y a continuación los utilizamos para componer los rendimientos logarítmicos.

Los datos se obtuvieron de *Investing*<sup>57</sup>, y consultando a cada bolsa individualmente cuando los datos no estaban en la web. Este procedimiento nos da una muestra preliminar de más de 90 países, pero tras aplicar el requisito de que no más del 25% de sus rendimientos fueran cero (similar a Corrado y Truong (2008)), la muestra se redujo a 78 países.

Estos datos pueden verse en la tabla 1. Si contamos desde el 31 de diciembre, el país que experimentó el mayor descenso bursátil fue Chipre, con un -41,12%, pero Sri Lanka le siguió muy de cerca. Si contamos desde cuando apareció el primer caso nacional, el mercado de Sri Lanka es claramente el más perjudicado. Por último, si consideramos la pérdida de capital por día, Colombia fue el más afectado, con una caída diaria de más del 0,52%.

En ambos experimentos se utilizan rendimientos logarítmicos. Además, utilizamos el índice *MSCI World* como índice de referencia del mundo, y los factores de riesgo SMB (*Small Minus Big market capitalization*) y HML (*High Minus Low book-to-market ratio*),

---

<sup>57</sup> Disponible en <https://es.investing.com/>. Consultado por última vez el 28 de diciembre de 2021.

recogidos del sitio web de Kenneth French. Por último, el número de casos por país y fecha se recogió del portal de datos abiertos de la Unión Europea.<sup>58</sup>

### 3.1. Estudio del evento tradicional

Nuestro periodo de estimación abarca desde el 4 de agosto de 2019 hasta el 1 de junio de 2020. Estimamos las series de rendimientos en su conjunto utilizando un sistema multivariante denominado regresiones aparentemente no relacionadas (Zellner, 1962; Karafiath, 1988). Esta metodología permite obtener los rendimientos anormales en un solo paso, sin diferencia entre la estimación y la ventana de eventos, y considera la dependencia contemporánea de las perturbaciones teniendo en cuenta uno de los principales problemas de los eventos únicos: la correlación transversal.

Por lo tanto, se utilizan variables ficticias para estimar estos rendimientos anormales; cada coeficiente asociado corresponde a una semana y su valor es el rendimiento anormal medio diario de esa semana. Esto se hizo en respuesta a la larga duración específica de este evento, para facilitar el manejo y la interpretación de los datos.

Además, como el momento cero se estableció en la semana en que se detectó el primer caso de COVID-19 en cada país, la duración del evento varía según el país. Decidimos hacer esto para evaluar el efecto directo del virus en cada país, asumiendo que a nivel nacional los inversores actuarían a medida que el virus penetrara en cada región en particular (Baker et al., 2020).

El modelo utilizado para describir la trayectoria normal de los rendimientos es una versión ampliada del modelo de mercado. Esta versión ampliada considera la autocorrelación de los rendimientos de cada país y un retardo de la variable de mercado.

Teóricamente, los precios en un mercado eficiente, incluso en su forma débil, deberían incluir toda la información relevante en ese instante; por lo tanto, los rendimientos pasados no deberían influir en los rendimientos presentes (Fama, 1970).

Sin embargo, el análisis empírico durante muchos años ha demostrado lo contrario. Xue y Zhang (2017) aportan pruebas de autocorrelación tanto en los índices como en las acciones para el mercado chino. Kim et al. (2011) y Campbell et al. (1997) muestran resultados similares para Estados Unidos. De hecho, existen evidencias en todo el mundo:

---

<sup>58</sup> Disponible en <https://data.europa.eu/es>. Consultado por última vez el 28 de diciembre de 2021.

en el Reino Unido (Gębka y Wohar 2013), Taiwán (Shen y Wang 1998), Suecia (Säfvenblad 2000) o España (De Peña y Gil-Alana 2007), entre muchos otros.

El uso de este modelo responde a ello. Además, esta modificación se realizó después de varias pruebas en las que el poder explicativo de este modelo era muy superior al del modelo de mercado tradicional. Los resultados de cuatro especificaciones diferentes pueden encontrarse en el Apéndice A.

Para cada mercado:

$$r_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} * r_{it-1} + \beta_{i1} * r_{WORLDt} + \beta_{i2} * r_{WORLDt-1} + \sum_{j=0}^{N=Y} \delta_{ij} * D_j + \varepsilon_{it} \quad [1]$$

$r_{it}$  es la rentabilidad logarítmica del índice (país)  $i$  en el día  $t$ ;  $\alpha_{i0}$  es la constante del modelo para el índice  $i$ ;  $r_{it-1}$ ,  $r_{WORLDt}$  y  $r_{WORLDt-1}$  son la autocorrelación de  $r_{it}$ , la rentabilidad logarítmica del índice del mercado mundial en el día  $t$  y su retraso, respectivamente.  $\alpha_{i1}$ ,  $\beta_{i1}$  y  $\beta_{i2}$  son sus coeficientes asociados.  $\delta_{ij}$  es la rentabilidad anormal media diaria del índice  $i$  en la semana  $j$ ,  $D_j$  es una variable binaria que toma el valor de uno en cualquiera de los días de la semana  $j$  del evento, y  $\varepsilon_{it}$  es el término de perturbación.

Las semanas del evento se definen como  $Y$  ya que toman valores diferentes según el país.

Estos coeficientes ( $\delta_{ij}$ ) nos permiten realizar pruebas conjuntas sobre la significatividad global de los rendimientos y analizar la evolución de la pandemia en los mercados de todo el mundo desde el inicio hasta el final de la primera oleada en cada país. También nos permiten estimar la pérdida anormal acumulada durante cada periodo y su significatividad estadística. Además, realizamos la tradicional prueba  $t$  transversal de significatividad global y regional.

También utilizamos el modelo de 3 factores de Fama y French (1992; 1993) para comprobar su robustez, añadiendo los factores SMB y HML para verificar si estos factores de riesgo son capaces de absorber y explicar el efecto de la pandemia en las firmas cotizadas. Para cada mercado:

$$r_{it} = \alpha_{i0} + \beta_{i1} * r_{WORLDt} + \varphi_{i1} * SMB_t + \varphi_{i2} * HML_t + \sum_{j=0}^{N=Y} \delta_{ij} * D_j + \varepsilon_{it} \quad [2]$$

Siendo  $SMB_t$  y  $HML_t$  los factores de riesgo *Small Minus Big* y *High Minus Low* relacionados con la prima asociada a las empresas pequeñas y de valor, respectivamente.  $\varphi_{i1}$  y  $\varphi_{i2}$  son los coeficientes de cada factor para cada índice  $i$ . Aquí el término  $r_{it}$  es el exceso de rentabilidad sobre el tipo libre de riesgo, pero en el periodo estudiado el tipo libre de riesgo era cero.

Decidimos dejar este modelo tal y como estaba formulado originalmente precisamente para comparar su capacidad explicativa con el modelo de mercado que modificamos, ya que está ampliamente demostrado que es más descriptivo que el modelo de mercado original.

### 3.2. Sensibilidad del mercado a los nuevos casos

Este segundo experimento nos permite comparar dos metodologías diferentes, pero este análisis también sirve como test de robustez del estudio de eventos, así como un estudio de la eficiencia del mercado con respecto a la nueva información diaria.

En resumen, se trata de un modelo de la media, pero se añade un coeficiente para los aumentos diarios de casos. Para cada país:

$$r_{it} = \theta_i + \gamma_i * \Delta Cases_{it} + \varepsilon_{it} \quad [3]$$

$r_{it}$  se ha definido anteriormente;  $\theta_i$  es la constante del modelo o la rentabilidad media diaria cuando el crecimiento de casos es nulo;  $\gamma_i$  es la sensibilidad del índice al crecimiento de nuevos casos;  $\Delta Cases_{it}$  es el crecimiento de casos:  $\frac{Cases_t - Cases_{t-1}}{Cases_{t-1}}$ . Siendo los casos el acumulado de un país determinado en el día  $t$  o  $t-1$ . Una vez más,  $\varepsilon_{it}$  es la perturbación aleatoria.

Esta ecuación también fue modificada para testear la robustez de los coeficientes, incluyendo primero el modelo de mercado ampliado y luego el modelo de 3 factores, como se explica en la sección anterior. Esto nos permite saber qué naciones y regiones

siguen siendo sensibles a un aumento de los casos después de descontar todos los factores de riesgo.

El cuadro 2 muestra las principales estadísticas de los rendimientos por región y para el índice *MSCI World*, así como los factores de riesgo de Fama y French. La muestra se caracteriza por rendimientos negativos en la media, lo que puede sugerir una alta concentración de pérdidas debido a una volatilidad relativamente alta y unas colas anchas.

**Tabla 2: Rendimientos por región y otras estadísticas descriptivas de los índices**

	n	Media	DT	Mín	C1	Mediana	C3	Max	Curtois	Asimetría
<b>Europa</b>	4.009	-0,0551	1,8672	-18,5411	-0,5945	0,0438	0,7752	10,4143	14,0898	-1,8048
<b>Europa del Este</b>	1.477	-0,0665	1,7733	-14,2456	-0,5118	0,0108	0,6035	8,8251	14,0214	-1,8984
<b>Sudamérica y el Caribe</b>	1.688	-0,0933	2,4781	-47,6922	-0,5090	0,0000	0,5403	13,0228	89,3343	-5,2136
<b>América del Norte</b>	633	-0,0118	2,0050	-13,1758	-0,4628	0,0489	0,6349	11,2945	12,4726	-1,0445
<b>Asia (No MENA)</b>	3.794	-0,0384	1,5842	-14,3224	-0,5369	0,0000	0,5527	9,7984	11,7185	-0,9488
<b>MENA</b>	2.496	-0,0716	1,5061	-28,7827	-0,3658	0,0000	0,3727	21,4684	76,6867	-2,5485
<b>África (No MENA)</b>	1.899	-0,0755	1,4920	-14,5260	-0,4488	0,0000	0,3843	15,2244	20,7694	-0,8556
<b>Oceanía</b>	422	-0,0227	1,6322	-10,2030	-0,4377	0,0700	0,6133	6,9366	9,3494	-1,1878
<b>MSCI</b>	211	0,0109	1,8826	-10,4412	-0,3800	0,0944	0,6229	8,4062	10,7265	-1,2267
<b>SMB</b>	211	-0,0160	0,6852	-5,3700	-0,2350	0,0100	0,2800	2,0500	17,5090	-2,3785
<b>HML</b>	211	-0,1123	0,6883	-2,7900	-0,4150	-0,1200	0,2150	2,3800	3,5084	-0,1669

Notas: Estadísticas multiplicadas por 100 (excepto curtosis y asimetría). La curtosis es el exceso de curtosis. El número de observaciones cambia según el número de países incluidos.

## 4. Resultados

### 4.1. Estudio del evento tradicional

En esta sección, llamaremos a la rentabilidad anormal media de la semana  $T$   $AR(T)$ , y llamaremos a la rentabilidad anormal acumulada entre el momento 0 y la semana  $T$   $CAR(0,T)$ .

En primer lugar, hay que aclarar la cuestión de cómo interpretar los datos, ya que cada país tiene un periodo de evento diferente. Decidimos adoptar dos enfoques:

Uno es tomar la semana del primer caso en cada país como momento cero y acumular los respectivos rendimientos anormales desde ese punto. Así, el  $AR(0)$  de Camboya es directamente comparable al  $AR(0)$  de Dinamarca, aunque el primero corresponde a la

semana del 27 de enero y el segundo a la del 24 de febrero. En los cuadros correspondientes, sólo mostramos las 12 primeras semanas, ya que a partir de ellas la muestra disminuye drásticamente.

El otro es establecer otro punto de referencia, que es la semana en la que la OMS declaró el nuevo coronavirus como pandemia, ya que era el acontecimiento más destacado para analizar. Para ello, es necesario ordenar los datos cronológicamente. Es decir, aquí tratamos el momento cero como el 31 de diciembre de 2019 y analizamos las semanas que rodean a la declaración realizada el 11 de marzo. Fue durante esa misma semana de marzo cuando se produjo el mayor número de confinamientos por país, por lo que además del efecto registrado en la reacción al anuncio está el efecto cierre sobre las expectativas de los inversores.

El cuadro 3 muestra los rendimientos anormales del primer enfoque. Aparte de la prueba F para verificar la hipótesis conjunta de significatividad global (rendimientos anormales diferentes de cero), nos interesa especialmente el número de países individualmente negativos, y negativos y significativos.

En primer lugar, la media diaria de los AR durante la semana cero fue del -0,40%. Esto representa una pérdida anormal importante, ya que un país con una pérdida de tres desviaciones estándar por encima de la media habría sufrido una caída diaria del 3,36%. Esta mala actuación también se puede comprobar si observamos el número de países con rendimientos anormales positivos, sólo 28 de 78.

Durante las semanas cero y uno, hay una concentración de 17 mínimos nacionales, que es superior al número que se alcanzaría si se distribuyeran por igual durante la pandemia. Esto tiene sentido si observamos la evolución semanal. Es cierto que los rendimientos anormales acumulados siguen disminuyendo a lo largo del evento, pero no al mismo ritmo. Durante las dos primeras semanas, ya se había perdido el 31,99% del total de los rendimientos acumulados, lo que también es muy superior a la cifra correspondiente si la pérdida se acumulara por igual.

Esto puede significar que una parte de la información que los inversores consideraban importante estaba presente a medida que el virus aparecía en los diferentes países.

Al final del periodo estudiado, obtuvimos un CAR de -11,64% a nivel global. En este caso, un país con una pérdida de tres desviaciones estándar presentaba una pérdida

anormal del 53,38%. El número de países con un rendimiento negativo aumentó constantemente, con sólo 11 países por encima de cero al final, y con más del 40% de los CAR siendo negativos y estadísticamente significativos.

Como se muestra en el resto de los paneles, el rendimiento anormal no se distribuye por igual entre las regiones. Europa, Europa del Este y América del Sur y el Caribe presentan datos peores que la media en todos los aspectos. Por el contrario, América del Norte, Asia, la región MENA, África y Oceanía presentan mejores datos que la media mundial. No obstante, América del Norte y Oceanía son las únicas que presentan medias positivas en algún momento del periodo del evento.

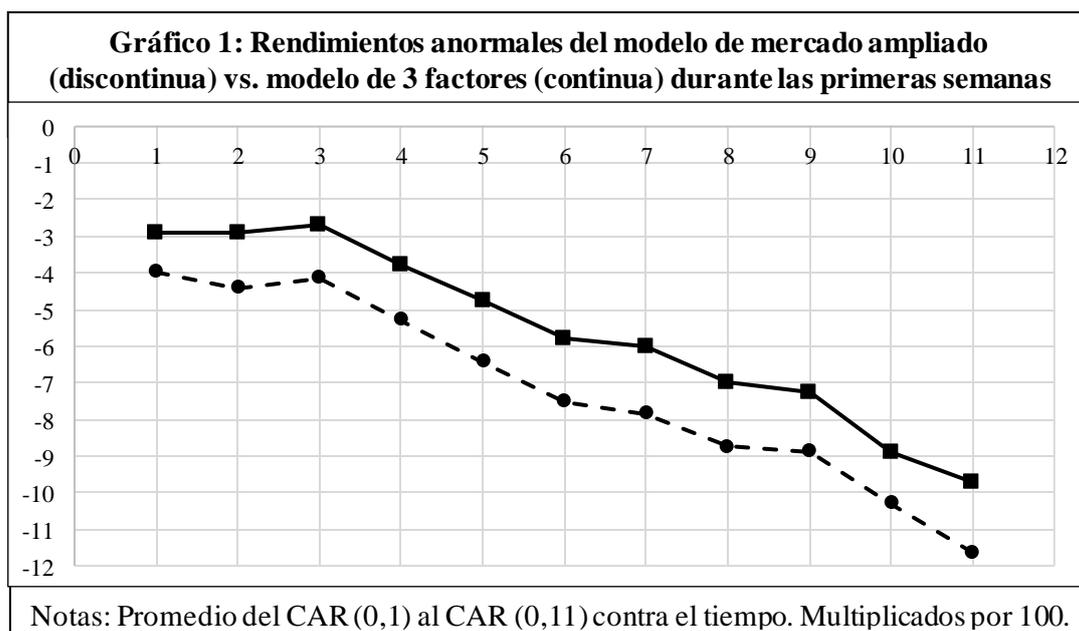
Por último, el número de coeficientes negativos y significativos puede ser engañoso y parecer pequeño, pero esto se debe a que representa qué países tuvieron caídas significativas en esas semanas concretas. Si tomamos todo el periodo del evento, podemos ver que el 92,50% de los países tuvieron al menos una semana de rendimientos anormales negativos significativos, y el 73,75% tuvieron al menos dos.

<b>Tabla 3: Rendimientos anormales acumulados. Semana del primer caso como semana cero.</b>												
<b>Panel A: Mundo</b>							<b>Panel B: Europa</b>					
AR/CAR	(0)	(0,1)	(0,2)	(0,9)	(0,10)	(0,11)	(0)	(0,1)	(0,2)	(0,9)	(0,10)	(0,11)
<b>n</b>	78	78	78	78	76	70	19	19	19	19	19	19
<b>Media</b>	-0,403	-3,724	-4,564	-9,922	10,902	11,641	0,649	4,829	5,631	9,322	-12,724	-13,884
<b>DT</b>	0,985	7,247	7,798	12,535	13,316	13,912	0,930	7,191	9,164	8,842	9,731	9,479
<b>Negativos</b>	64,1%	71,8%	74,4%	79,5%	82,9%	84,3%	73,7%	84,2%	78,9%	84,2%	94,7%	94,7%
<b>Negativos y significativos</b>	37,2%	39,7%	33,3%	38,5%	40,8%	41,4%	57,9%	42,1%	47,4%	31,6%	52,6%	52,6%
<b>R2 Aj. pro.</b>	0,438						0,645					
<b>F-test</b>	4,383 ***	5,976 ***	6,153 ***	4,725 ***	4,604 ***	4,494 ***						
<b>CS t-test</b>	-3,614 ***	-4,538 ***	-5,170 ***	-6,991 ***	-7,137 ***	-7,001 ***	-3,045 ***	-2,927 ***	-2,678 **	-4,595 ***	-5,699 ***	-6,384 ***
<b>Panel C: Europa del Este</b>						<b>Panel D: Sudamérica y el Caribe</b>						
AR/CAR	(0)	(0,1)	(0,2)	(0,9)	(0,10)	(0,11)	(0)	(0,1)	(0,2)	(0,9)	(0,10)	(0,11)
<b>n</b>	7	7	7	7	7	7	8	8	8	8	8	7
<b>Media</b>	-1,214	-10,652	-10,290	-18,905	-20,005	-20,340	0,843	7,744	10,617	14,544	-14,220	-14,179
<b>DT</b>	0,444	6,869	9,656	7,749	9,939	9,614	0,856	9,049	5,449	16,602	21,360	23,403
<b>Negativos</b>	100,0%	100,0%	85,7%	100,0%	100,0%	100,0%	87,5%	87,5%	100%	87,5%	87,5%	85,7%
<b>Negativos y significativos</b>	85,7%	85,7%	71,4%	57,1%	57,1%	57,1%	37,5%	62,5%	50,0%	50,0%	50,0%	57,1%
<b>R2 Aj. pro.</b>	0,511						0,497					
<b>CS t-test</b>	-7,227 ***	-4,103 ***	-2,819 **	-6,455 ***	-5,325 ***	-5,597 ***	-2,786 **	-2,421 **	-5,511 ***	-2,478 **	-1,883	-1,602
<b>Panel E: América del Norte</b>						<b>Panel F: Asia</b>						
AR/CAR	(0)	(0,1)	(0,2)	(0,9)	(0,10)	(0,11)	(0)	(0,1)	(0,2)	(0,9)	(0,10)	(0,11)
<b>n</b>	3	3	3	3	3	3	18	18	18	18	17	16
<b>Media</b>	0,000	1,150	0,078	-4,321	-6,446	-7,916	0,194	1,133	1,188	8,500	-8,228	-8,180
<b>DT</b>	0,389	1,861	2,931	10,762	12,161	13,747	1,001	6,302	4,845	17,058	15,665	16,382
<b>Negativos</b>	66,7%	33,3%	33,3%	33,3%	66,7%	66,7%	55,6%	66,7%	66,7%	66,7%	70,6%	68,8%
<b>Negativos y significativos</b>	0,0%	0,0%	0,0%	33,3%	33,3%	33,3%	16,7%	22,2%	5,6%	33,3%	35,3%	31,3%
<b>R2 Aj. pro.</b>	0,789						0,314					
<b>CS t-test</b>	-0,002	1,069	0,046	-0,695	-0,918	-0,997	-0,821	0,763	1,040	-2,114 **	-2,166 **	1,997 *
<b>Panel G: MENA</b>						<b>Panel H: África</b>						
AR/CAR	(0)	(0,1)	(0,2)	(0,9)	(0,10)	(0,11)	(0)	(0,1)	(0,2)	(0,9)	(0,10)	(0,11)
<b>n</b>	12	12	12	12	12	12	9	9	9	9	8	4
<b>Media</b>	0,056	-1,997	-4,233	-9,664	-8,865	-9,781	0,213	3,260	2,709	6,078	-6,629	-6,458
<b>DT</b>	0,504	3,073	5,334	7,498	8,006	8,524	1,385	6,932	6,932	9,006	8,681	8,147
<b>Negativos</b>	41,7%	66,7%	83,3%	91,7%	83,3%	91,7%	55,6%	55,6%	66,7%	77,8%	75,0%	75,0%
<b>Negativos y significativos</b>	16,7%	33,3%	41,7%	58,3%	25,0%	25,0%	33,3%	33,3%	22,2%	22,2%	25,0%	25,0%

<b>R2 Aj. pro.</b>	0,286						0,285					
<b>CS t-test</b>	0,388	-2,251 **	- 2,749 **	-4,465 ***	-3,836 ***	-3,975 ***	- 0,461	- 1,411	- 1,060	- 2,024 *	- 2,160 *	-1,585
<b>Panel I: Oceanía</b>												
<b>AR/CAR</b>	<b>(0)</b>	<b>(0,1)</b>	<b>(0,2)</b>	<b>(0,9)</b>	<b>(0,10)</b>	<b>(0,11)</b>						
<b>n</b>	2	2	2	2	2	2						
<b>Media</b>	0,440	4,035	2,132	-5,736	-7,195	-5,796						
<b>DT</b>	0,396	3,068	1,098	7,523	10,322	10,953						
<b>Negativos</b>	0,0%	0,0%	0,0%	50,0%	50,0%	50,0%						
<b>Negativos y significativos</b>	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	50,0%	50,0%						
<b>R2 Aj. pro.</b>	0,519											
<b>CS t-test</b>	1,571	1,860	2,745	-0,985	-0,748	-1,203						
<p>Notas: Rendimientos anormales y desviaciones estándar multiplicadas por 100. Datos medios de la sección transversal. R2 Aj. pro. es el coeficiente de determinación ajustado promedio. Valores críticos de la prueba F para la hipótesis conjunta de importancia global. La prueba de CS son los valores críticos del test de corte transversal para la hipótesis de significatividad global y regional. ***, ** y * significa significativo al 1%, 5% y 10%, respectivamente. La muestra varía porque a 1 de junio de 2020 había países con menos semanas desde el primer caso registrado de coronavirus y, por lo tanto, se consideran fuera del evento.</p>												

Como los resultados obtenidos con el modelo de 3 factores no alteran en gran medida los del modelo de mercado ampliado, no se presentan aquí los detalles, pero sí el gráfico que ilustra la principal diferencia (los rendimientos anormales promedio).

El gráfico 1 muestra que los CAR del modelo de 3 factores son siempre superiores a los del modelo de mercado ampliado, por lo que los factores de riesgo relacionados con el tamaño y el valor contable explican un poco más la pérdida debida a la primera oleada de COVID-19. En general, los resultados siguen siendo negativos y estadísticamente significativos, pero su importancia económica es menor.



En la tabla 4, podemos encontrar los resultados relativos a las semanas que rodean a la declaración de pandemia por parte de la OMS. En este caso, hemos tomado cuatro semanas de referencia, desde una semana antes de la declaración hasta dos semanas después. La razón de tomar la semana anterior es por la alta concentración de mínimos durante esa semana, lo que puede hacernos sospechar una cierta anticipación.

Así, 57 de los 78 mínimos locales se concentran en estas cuatro semanas, y el alto nivel de casos negativos y significativos apoya también este dato. Tras analizar la muestra completa de la primera ola de la pandemia, lo que tenemos aquí son las peores semanas para la bolsa en todo el mundo, desde el 2 de marzo hasta el 27 de marzo.

Cabe destacar que los resultados más llamativos corresponden a la segunda semana tras el anuncio de la pandemia. Es la peor semana a nivel mundial, y en cinco de las ocho regiones se alcanza un máximo del 90% de casos negativos, con un máximo de casi el 50% de los casos estadísticamente significativos. La media de esta semana implica una pérdida adicional del -0,83% diario (-4,15% acumulado semanalmente), con 17 países que superan la cifra del -1,50%.

La semana correspondiente al anuncio tiene una media del -0,61%, que en el caso de Europa del Este es casi tres veces menor y con una desviación estándar relativamente baja. En comparación con el cuadro anterior, cualquiera de estas tres semanas representa rendimientos anormales más bajos que los estimados utilizando la semana de las primeras infecciones como semana cero.

Con respecto a los CAR, el mínimo global corresponde a la estimación que incluye la semana menos uno. Durante estas semanas, un país con un CAR tres desviaciones estándar por debajo de la media, obtuvo un resultado de -33,52%, lo que supone una pérdida de un tercio de su valor total. Una vez más, este rendimiento no se distribuye por igual entre las regiones.

Para ilustrar la importancia económica de estos resultados, podemos observar que el tamaño de los CAR asociados a estas tres o cuatro semanas son muy similares a los acumulados a lo largo de diez semanas si partimos del primer contagio local. Por ejemplo, si el CAR anterior (0,11) representa la pérdida anormal total asociada a este periodo, el 73% de la misma se produjo durante estas cuatro semanas.

Por último, estos datos muestran que, tres meses después del primer contagio mundial en China, los inversores seguían descontando los efectos de la pandemia y las medidas adoptadas para hacerle frente, lo que ilustra que la gravedad de la pandemia no pudo ser prevista en los mercados financieros en un primer momento.

<b>Tabla 4: Rendimientos anormales acumulados, Semana del anuncio de pandemia como semana cero,</b>										
<b>Panel A: Mundo</b>						<b>Panel B: Europa</b>				
<b>AR/CAR</b>	<b>(-1)</b>	<b>(0)</b>	<b>(2)</b>	<b>(-1,2)</b>	<b>(0,2)</b>	<b>(-1)</b>	<b>(0)</b>	<b>(2)</b>	<b>(-1,2)</b>	<b>(0,2)</b>
<b>n</b>	58	70	78	78	78	17	19	19	19	19
<b>Media</b>	-0,536	-0,612	-0,833	-8,357	-6,366	-1,114	-0,825	-1,281	-5,394	-0,411
<b>DT</b>	0,790	1,113	1,079	8,386	8,050	0,377	1,212	0,673	7,699	8,306
<b>Negativos</b>	72,4%	74,3%	89,7%	84,6%	75,6%	100,0%	84,2%	100,0%	84,2%	47,4%
<b>Negativos y significativos</b>	48,3%	42,9%	50,0%	56,4%	46,2%	94,1%	68,4%	78,9%	57,9%	15,8%
<b>R2 Aj, pro,</b>	0,438					0,645				
<b>F-test</b>	8,546 ***	12,497 ***	14,210 ***	10,335 ***	8,769 ***					
<b>CS t-test</b>	-5,161 ***	-4,602 ***	-6,821 ***	-8,801 ***	-6,984 ***	-12,178 ***	-2,967 ***	-8,292 ***	-3,053 ***	-0,216
<b>Panel C: Europa del Este</b>						<b>Panel D: Sudamérica y el Caribe</b>				
<b>AR/CAR</b>	<b>(-1)</b>	<b>(0)</b>	<b>(2)</b>	<b>(-1,2)</b>	<b>(0,2)</b>	<b>(-1)</b>	<b>(0)</b>	<b>(2)</b>	<b>(-1,2)</b>	<b>(0,2)</b>
<b>n</b>	5	7	7	7	7	3	7	8	8	8
<b>Media</b>	-0,819	-1,655	-0,997	-16,070	-13,144	-0,766	-0,366	-0,460	-12,843	-11,406
<b>DT</b>	0,890	0,684	0,742	8,340	7,796	0,929	0,918	1,715	5,153	3,300
<b>Negativos</b>	80,0%	100,0%	100,0%	100,0%	85,7%	66,7%	71,4%	75,0%	100,0%	100,0%
<b>Negativos y significativos</b>	60,0%	71,4%	42,9%	85,7%	57,1%	33,3%	14,3%	25,0%	75,0%	75,0%
<b>R2 Aj, pro,</b>	0,511					0,497				
<b>CS t-test</b>	-2,058 *	-6,405 ***	-3,558 **	-5,098 ***	-4,460 ***	-1,428	-1,054	-0,759	-7,049 ***	-9,777 ***
<b>Panel E: América del Norte</b>						<b>Panel F: Asia</b>				
<b>AR/CAR</b>	<b>(-1)</b>	<b>(0)</b>	<b>(2)</b>	<b>(-1,2)</b>	<b>(0,2)</b>	<b>(-1)</b>	<b>(0)</b>	<b>(2)</b>	<b>(-1,2)</b>	<b>(0,2)</b>
<b>n</b>	3	3	3	3	3	15	16	18	18	18
<b>Media</b>	-0,264	0,248	-1,087	-7,438	-6,119	-0,163	-0,181	-0,679	-8,295	-7,616
<b>DT</b>	0,389	0,515	0,832	7,601	5,844	0,757	1,273	1,455	9,727	8,232
<b>Negativos</b>	66,7%	33,3%	100,0%	66,7%	66,7%	46,7%	56,3%	77,8%	77,8%	77,8%
<b>Negativos y significativos</b>	33,3%	0,0%	66,7%	66,7%	66,7%	20,0%	31,3%	44,4%	44,4%	44,4%
<b>R2 Aj, pro,</b>	0,789					0,314				
<b>CS t-test</b>	-1,174	0,835	-2,263	-1,695	-1,814	-0,834	-0,570	-1,981 *	-3,618 ***	-3,925 ***
<b>Panel G: MENA</b>						<b>Panel H: África</b>				
<b>AR/CAR</b>	<b>(-1)</b>	<b>(0)</b>	<b>(2)</b>	<b>(-1,2)</b>	<b>(0,2)</b>	<b>(-1)</b>	<b>(0)</b>	<b>(2)</b>	<b>(-1,2)</b>	<b>(0,2)</b>
<b>n</b>	11	12	12	12	12	2	4	9	9	9
<b>Media</b>	-0,287	-0,689	-0,375	-7,712	-6,398	0,719	-0,348	-0,868	-4,776	-5,575
<b>DT</b>	0,548	0,722	0,567	5,606	5,097	0,536	0,747	0,455	6,106	5,600
<b>Negativos</b>	81,8%	83,3%	83,3%	91,7%	91,7%	0,0%	50,0%	100,0%	66,7%	77,8%
<b>Negativos y significativos</b>	27,3%	41,7%	25,0%	50,0%	50,0%	0,0%	25,0%	44,4%	33,3%	44,4%
<b>R2 Aj, pro,</b>	0,286					0,285				
<b>CS t-test</b>	-1,735	-3,307 ***	-2,293 **	-4,765 ***	-4,348 ***	1,899	-0,931	-5,719 ***	-2,347 **	-2,987 **
<b>Panel I: Oceanía</b>										
<b>AR/CAR</b>	<b>(-1)</b>	<b>(0)</b>	<b>(2)</b>	<b>(-1,2)</b>	<b>(0,2)</b>					
<b>n</b>	2	2	2	2	2					
<b>Media</b>	-0,393	-0,616	-1,084	-13,479	-11,516					
<b>DT</b>	0,977	0,159	0,463	8,681	3,795					
<b>Negativos</b>	50,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%					
<b>Negativos y significativos</b>	50,0%	0,0%	50,0%	50,0%	100,0%					
<b>R2 Aj, pro,</b>	0,519									
<b>CS t-test</b>	-0,568	-5,484	-3,313	-2,196	-4,292					

Notas: Rendimientos anormales y desviaciones estándar multiplicadas por 100. Datos promedio de la sección transversal.  $R^2$  Aj. pro. es el coeficiente de determinación ajustado promedio. Valores críticos de la prueba F para la hipótesis conjunta de significatividad global. La prueba de CS son los valores críticos del test de corte transversal para la hipótesis de significatividad global y regional. \*\*\*, \*\* y \* significa significativo al 1%, 5% y 10%, respectivamente. La muestra varía porque algunos países aún no habían registrado su primer caso de coronavirus cuando se anunció oficialmente como pandemia, y por lo tanto los consideramos fuera del evento.

## 4.2. Sensibilidad del mercado a los nuevos casos

Para interpretar correctamente los datos, debemos tener en cuenta dos inconvenientes de este método. En primer lugar, no podemos observar la evolución de la pandemia en el tiempo, ya que resume todo el periodo en un único coeficiente; y, en segundo lugar, el coeficiente obtenido está directamente relacionado con los datos de crecimiento diario. Esto no quiere decir que no sean datos relevantes en sí mismos, pero para conocer el impacto real de la infección es necesario conocer también el crecimiento medio diario de los casos.

La tabla 5 muestra los resultados del modelo de la media. La media es el promedio transversal del coeficiente  $\gamma_i$ , también se muestra la desviación estándar de estos coeficientes, así como las mismas cifras presentadas en el estudio del evento tradicional. La muestra también es la misma que en el estudio del evento.

La sensibilidad global a los nuevos casos es de aproximadamente -0,91%, lo que significa que para un aumento del 1% de los casos diarios, la media de los rendimientos mundiales disminuye un 0,0091%. Si tenemos en cuenta el aumento medio de casos durante la pandemia (19,98%), el descenso medio diario de los índices bursátiles mundiales es del 0,1826%. Esta cifra es impresionante si se tiene en cuenta que se trata de una cifra diaria.

Esta elevada incidencia también se observa en casi toda la muestra, ya que sólo ocho países obtienen un coeficiente positivo y 56 obtienen un coeficiente negativo y significativo. También hay que tener en cuenta que la significatividad individual tiene en cuenta la volatilidad de cada índice bursátil, y es muy alta en una gran parte de la muestra. Por ejemplo, es del 2,98% en Brasil y del 0,78% en Malta, y es significativa en ambos países.

Al igual que en el estudio del evento, existen grandes diferencias entre las regiones. Como todo el evento se concentra en una sola cifra, aquí no hay coeficientes positivos, pero América del Norte, Asia y la región MENA están por encima de la media en todos los indicadores.

Anteriormente, Oceanía era una de las regiones con mejor rendimiento anormal, pero ahora es la que presenta una mayor sensibilidad negativa. No hay que olvidar que sólo incluye dos países, y aunque un país puede haber obtenido una sensibilidad muy alta a los nuevos casos de COVID, si se producen pocos casos nuevos, el efecto global sigue siendo pequeño.

En comparación con las tablas anteriores, lo primero que destaca son las bajas desviaciones estándar en relación con su media. El coeficiente de variación para el coeficiente de sensibilidad global es de -0,93, mientras que para el AR (0) es de -2,44, o de -1,20 para el CAR (0,11). El nivel de casos negativos, que supera el 80% en seis regiones, es también una diferencia notable, así como el aumento del número de estos casos que son estadísticamente significativos, en algunos casos hasta el doble que el número de rendimientos anormales.

El poder explicativo de este modelo es escaso en comparación con las cifras superiores al 30% del análisis previo, en el que se explica como máximo el 10%. Esto era de esperar si tenemos en cuenta que el modelo sólo incluye la constante y la variable de crecimiento.

En resumen, todo encaja con el hecho de que toda la pandemia se reduzca a un indicador por país; produce resultados más uniformes y facilita la determinación de la incidencia global negativa de COVID-19.

Tabla 5: Sensibilidad a los nuevos casos									
	Mundo	Europa	Europa del Este	Sudamérica y el Caribe	América del Norte	Asia	MENA	África	Oceanía
<b>n</b>	78	19	7	8	3	18	12	9	2
<b>Media</b>	-0,914	-0,934	-1,287	-1,539	-0,393	-0,664	-0,492	-0,954	-2,294
<b>DT</b>	0,850	0,684	0,599	0,865	0,320	0,620	0,638	1,157	1,186
<b>Negativos</b>	89,7%	94,7%	100,0%	100,0%	66,7%	88,9%	75,0%	88,9%	100,0%
<b>Negativos y significativos</b>	71,8%	94,7%	100,0%	75,0%	66,7%	55,6%	41,7%	66,7%	100,0%
<b>R2 Aj. pro.</b>	0,063	0,071	0,101	0,098	0,025	0,034	0,067	0,040	0,070
<b>F-test</b>	25,075 ***								
<b>CS t-test</b>	-9,493 ***	-5,953 ***	-5,685 ***	-5,035 ***	-2,126	-4,543 ***	-2,669 **	-2,473 **	-2,736

Notas: Coeficientes multiplicados por 100. Datos medios de la sección transversal. R2 Aj. pro. es el coeficiente de determinación ajustado promedio. Valores críticos de la prueba F para la hipótesis conjunta de significatividad global. La prueba de CS son los valores críticos del test de corte transversal para la hipótesis de significatividad global y regional. \*\*\*, \*\* y \* significa significativo al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

La tabla 6 presenta los resultados de la regresión que incorpora el modelo de mercado ampliado. Aunque el modelo anterior demuestra que la mayoría de los mercados de

capitales reaccionaron a la nueva información sobre la pandemia, también podemos obtener datos útiles comprobando si las variables incorporadas en este modelo son capaces de absorber el choque.

El coeficiente medio de sensibilidad aumenta considerablemente en toda la muestra, con la excepción de Oceanía, que es bastante similar. Por ejemplo, el segundo coeficiente más bajo (-0,83) no alcanza la media mundial indicada anteriormente.

Los niveles de coeficientes negativos en la muestra se mantienen muy próximos al modelo anterior, pero la proporción de datos significativos disminuye considerablemente. Esto tiene sentido porque parte de la variabilidad se explica ahora por la relación de las empresas de ese país con el mercado mundial.

A pesar de ello, que puede sugerir una cierta previsibilidad de los rendimientos, los coeficientes siguen siendo de gran importancia estadística y económica para la mayor parte de la muestra. El aumento medio mundial de los casos fue penalizado con una disminución de los rendimientos del 0,095% diario.

Estos datos, que son más comparables con el estudio de eventos, no presentan grandes cambios con respecto a lo comentado anteriormente, salvo un cambio sustancial en los coeficientes de determinación. Son todavía inferiores a los obtenidos en el modelo de rendimientos anormales (la media mundial es del 40,64% frente al 43,52% y sólo es superior para la región MENA). Por lo tanto, un modelo que incorpore los rendimientos anormales semanales y que permita la evolución temporal es más descriptivo. Esto tiene sentido, pero las diferencias en los coeficientes tampoco son muy elevadas para la cantidad de información adicional que incorporan. En promedio, los resultados obtenidos muestran que la sensibilidad al aumento de los casos explica el 93% de lo que el estudio del evento tradicional es capaz de explicar.

Tabla 6: Sensibilidad a los nuevos casos (Modelo de mercado ampliado)									
	Mundo	Europa	Europa del Este	Sudamérica y el Caribe	América del Norte	Asia	MENA	África	Oceanía
<b>n</b>	78	19	7	8	3	18	12	9	2
<b>Media</b>	-0,502	-0,460	-0,458	-0,825	0,197	-0,526	-0,335	-0,553	-1,911
<b>DT</b>	0,605	0,500	0,808	0,346	0,337	0,477	0,560	0,764	-0,809
<b>Negativos</b>	84,6%	100,0%	85,7%	100,0%	66,7%	83,3%	58,3%	77,8%	100,0%
<b>Negativos y significativos</b>	52,6%	73,7%	57,1%	62,5%	0,0%	44,4%	33,3%	44,4%	100,0%
<b>R2 Aj. pro.</b>	0,406	0,592	0,468	0,375	0,778	0,290	0,287	0,248	0,482
<b>F-test</b>	11,127 ***								
<b>CS t-test</b>	-7,326 ***	-4,622 ***	- 1,967 *	- 6,734 ***	0,924	-4,156 ***	-2,408 **	-2,171 *	-3,553

Notas: Coeficientes multiplicados por 100. Datos medios de la sección transversal. R2 Aj. pro. es el coeficiente de determinación ajustado promedio. Valores críticos de la prueba F para la hipótesis conjunta de significatividad global. La prueba de CS son los valores críticos del test de corte transversal para la hipótesis de significatividad global y regional. \*\*\*, \*\* y \* significa significativo al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Los resultados relativos al modelo de 3 factores no se reportan porque no alteran los resultados mostrados en la última tabla, salvo por ligeros aumentos de los coeficientes y de los casos positivos, y ligeras disminuciones de los coeficientes de determinación.

### 4.3. Ganadores y perdedores. Comparación de métodos

Los dos cuadros siguientes presentan los países más afectados. La primera tabla muestra los países con los rendimientos acumulados más bajos y altos. Para ello, tomamos el CAR(0,9) de cada mercado porque es el último indicador que contiene la muestra completa y sólo incluimos CAR que sean estadísticamente significativos al 10% como mínimo.

En la tabla 7, podemos ver el efecto negativo general, y sólo tres países muestran datos positivos significativos. Se observa a simple vista la dispersión de los datos asiáticos, que encabezan la lista de ganadores y perdedores, con cifras que superan el -40%: una pérdida anormal de cerca de la mitad del valor del índice en sólo 10 semanas.

Tabla 7: Valores extremos de los rendimientos anormales acumulados (Modelo de mercado ampliado)			
Inferiores		Superiores	
<b>Sri Lanka</b>	-45,211	<b>Tailandia</b>	20,209
<b>Camboya</b>	-40,185	<b>China</b>	18,233
<b>Brasil</b>	-37,520	<b>Argentina</b>	15,674
<b>Colombia</b>	-34,541	<b>Jordania</b>	-8,092
<b>Grecia</b>	-33,505	<b>Túnez</b>	-8,355

Notas: Usando CAR (0,9) multiplicado por 100. Sólo rendimientos anormales significativos.

En el cuadro 8, volvemos a comparar a los ganadores y a los perdedores, pero según el tamaño del coeficiente de sensibilidad obtenido en el modelo de la media. Además, el panel B considera el efecto económico y corrige estos coeficientes teniendo en cuenta la media de los datos de las variables independientes.

Entre los países más sensibles a un aumento del número de casos se encuentran Namibia y Australia, que desaparecen en el panel B. Esto se debe a un efecto económico mucho menor porque los aumentos del número de casos fueron muy bajos, con un número total de casos relativamente bajo.

Esto es coherente con la explicación de que los factores culturales, como el miedo, tienen una influencia en el mercado financiero (Ashraf, 2021; Fernández-Pérez et al., 2021). Algunos países son muy sensibles a un aumento de casos a pesar de tener pocos casos en comparación con otros países.

Con respecto a la tabla anterior, no hay comparación alguna con los países que tienen valores más altos. Una posible explicación estaría en el retraso en el registro del primer caso en cada país, ya que los resultados de esta segunda tabla dependen directamente de este hecho, y no es lo mismo tener casos concentrados en tres semanas que en diez.

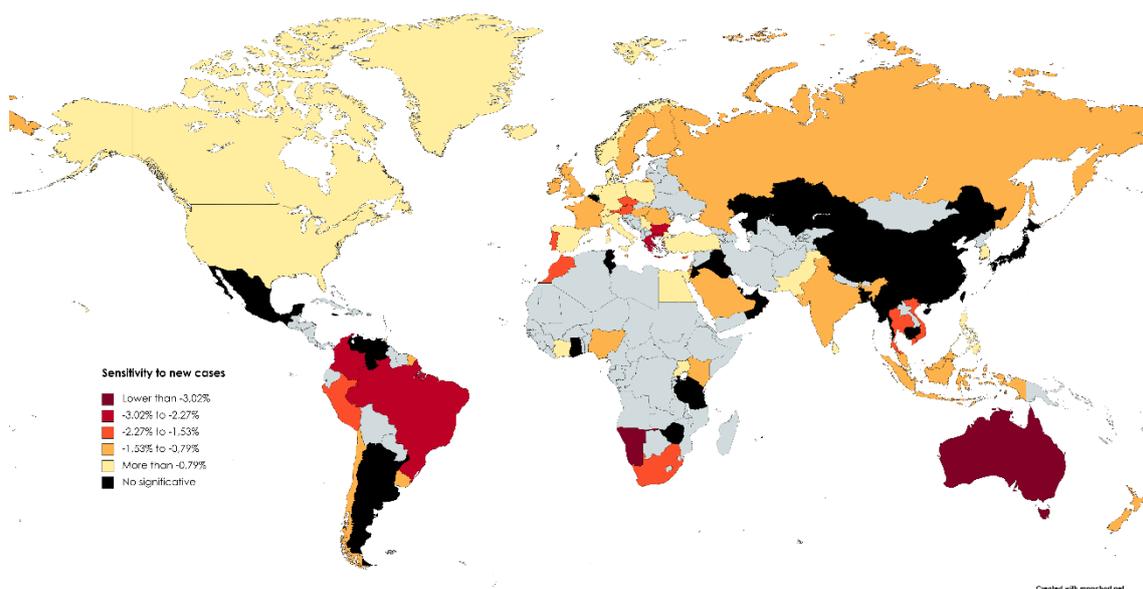
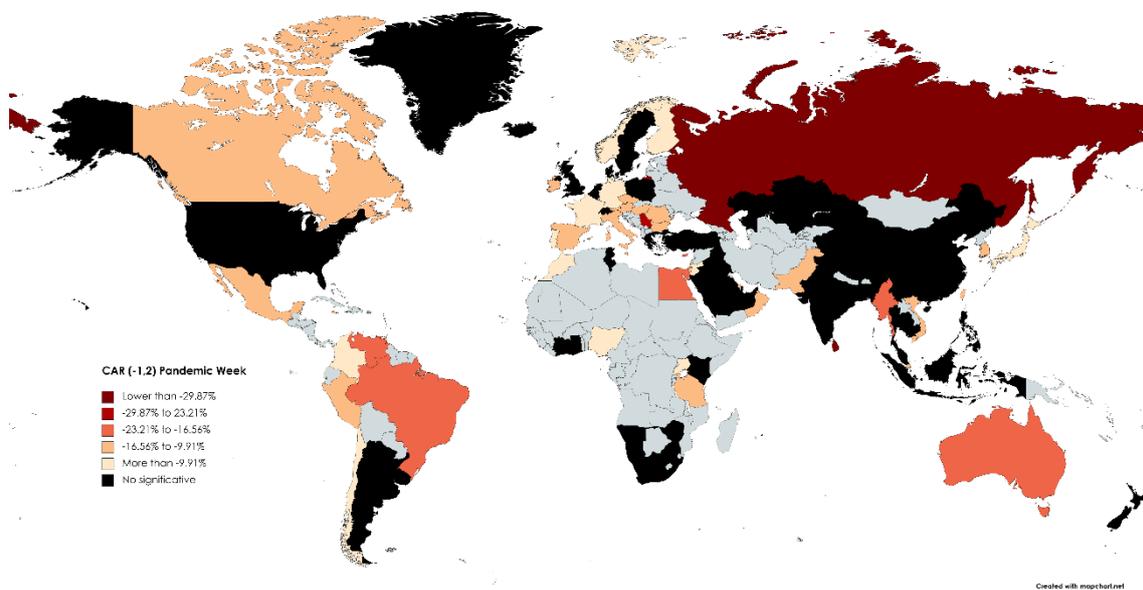
La desaparición de Sri Lanka y Camboya se explica por el hecho de que sus índices bursátiles cayeron significativamente en las diez primeras semanas, a pesar de tener una incidencia muy baja de casos (1633 y 125 respectivamente a 1 de junio); de ahí que el coeficiente de sensibilidad sea muy pequeño o no significativo. En nuestra opinión, la excesiva incidencia en estos países en relación con los pocos casos notificados puede deberse a una relación de interdependencia con los países más afectados y/o a que los inversores suponían un número de infecciones superior al anunciado por las autoridades.

Tabla 8: Países más sensibles (Modelo de la media)							
Panel A: Valores extremos				Panel B: Valores extremos ajustados a su promedio			
Inferiores		Superiores		Inferiores		Superiores	
Namibia	-3,758	Países Bajos	-0,048	Brasil	-0,808	Países Bajos	-0,018
Australia	-3,480	Italia	-0,082	Colombia	-0,799	Italia	-0,052
Brasil	-2,886	Costa de Marfil	-0,274	Grecia	-0,541	Costa de Marfil	-0,064
Colombia	-2,838	Alemania	-0,318	Marruecos	-0,493	Alemania	-0,065
Grecia	-2,760	Egipto	-0,375	Sudáfrica	-0,485	Sri Lanka	-0,074

Notas: Sólo rendimientos anormales significativos. Valores extremos son los  $\gamma_i$  de la ecuación del modelo de la media. Valores extremos ajustados son los  $\gamma_i$  de la ecuación del modelo de la media multiplicados por el crecimiento medio diario de casos. Coeficientes multiplicados por 100.

A continuación, presentamos dos mapas para apreciar la diferencia entre los mercados más sensibles a los casos y los más afectados en términos de pérdida de capitalización. El primero corresponde al rendimiento anormal durante las cuatro semanas en torno a la declaración de la pandemia, y el segundo, muestra los coeficientes de sensibilidad al incremento de los casos del modelo de la media. En ambos mapas, el negro representa los coeficientes no significativos y el gris los países fuera de la muestra.

La gran mayoría de los mercados son sensibles a un aumento de casos, mientras que en el caso de los CAR (-1,2) observamos una mayor cantidad de datos no significativos.



En resumen, el temor de los inversores a la pandemia es generalizado en todo el mundo, con una muestra que abarca más del 98% de la capitalización mundial, pero hay grandes diferencias regionales y notables excepciones de países.

## **5. Conclusiones**

El término pandemia era inaudito para la mayoría de nosotros y no sólo provocó una crisis sanitaria mundial, sino también política y económica, por lo que es necesario investigarla en todas las disciplinas, incluidas las finanzas. Por ello, este trabajo trata de contribuir a la investigación sobre el efecto de la crisis en los mercados financieros.

La comparación de los dos experimentos que aquí se presenta muestra evidencias del efecto negativo de la COVID-19 sobre el mercado bursátil mundial, pero encuentra sustanciales diferencias entre países y regiones.

El estudio del evento pone de manifiesto la influencia especialmente negativa en las regiones de Europa, Europa del Este y América del Sur y el Caribe. También se observa que la mayor proporción de pérdidas se concentró en las semanas próximas al anuncio de pandemia de la OMS.

El análisis de los casos ilustra la relación negativa y significativa con los rendimientos en casi todo el mundo y es robusto a la introducción de diferentes modelos de rendimientos. El efecto económico del crecimiento de los casos es enorme.

En nuestra comparación de los distintos experimentos, destacan dos conclusiones: una es la sorprendente diferencia entre los países con los peores rendimientos anormales y los que tienen una mayor sensibilidad negativa al crecimiento en casos; y la otra es la ausencia de significatividad estadística en países que preliminarmente incluiríamos entre los más afectados.

Nuestra investigación complementa otros estudios en la misma dirección y podría ir seguida de otras investigaciones sobre las causas subyacentes de las diferencias reportadas.

6. Apéndices

## Apéndice A. Capacidad descriptiva de los diferentes modelos

Tabla A1: R cuadrados ajustados de cuatro especificaciones diferentes del modelo de mercado				
Mercado	(1)	(2)	(3)	(4)
Argentina	0,0748	0,1116	0,0787	<b>0,1272</b>
Australia	0,4828	0,5150	0,4955	<b>0,5918</b>
Austria	0,5756	0,5975	0,5878	<b>0,6024</b>
Bahréin	0,1899	0,2645	0,1948	<b>0,3036</b>
Bangladesh	0,0310	<b>0,0319</b>	0,0253	0,0254
Bélgica	0,6033	0,6082	<b>0,6895</b>	0,6875
Brasil	0,7116	0,7284	0,7192	<b>0,7303</b>
Bulgaria	0,3583	0,3591	0,3884	<b>0,4093</b>
Camboya	0,1092	<b>0,1125</b>	0,1061	0,1079
Canadá	0,8397	0,8375	0,8394	<b>0,8463</b>
Chile	0,4102	0,4074	0,4203	<b>0,4300</b>
China	0,0683	0,0850	0,1376	<b>0,1802</b>
Colombia	0,5750	0,5734	0,5849	<b>0,5932</b>
Costa de Marfil	0,0189	<b>0,0301</b>	0,0141	0,0263
Chipre	0,2817	0,2752	0,3381	<b>0,3582</b>
República Checa	0,5042	0,5060	<b>0,5128</b>	0,5111
Dinamarca	0,4562	0,4465	0,5460	<b>0,5586</b>
Egipto	0,1387	0,1343	<b>0,1487</b>	0,1462
Finlandia	0,6319	0,6342	0,7332	<b>0,7375</b>
Francia	0,7181	0,7265	0,7742	<b>0,7768</b>
Alemania	0,6936	0,6935	0,7313	<b>0,7341</b>
Ghana	-0,0055	<b>0,2143</b>	-0,0073	0,2110
Grecia	0,5929	0,5905	<b>0,6127</b>	0,6101
Hong Kong	0,1661	0,1654	0,2887	<b>0,3354</b>
Hungría	0,5240	0,5252	<b>0,5511</b>	0,5476
Islandia	0,2859	0,2967	<b>0,4493</b>	0,4443
India	0,2071	0,2051	0,3904	<b>0,4203</b>
Indonesia	0,2029	0,1979	<b>0,3564</b>	0,3545
Irak	<b>-0,0612</b>	-0,0619	-0,0671	-0,0679
Irlanda	0,6081	0,6047	0,6347	<b>0,6349</b>
Israel	0,6015	0,6098	0,6054	<b>0,6497</b>
Italia	0,6651	0,6611	0,6890	<b>0,7215</b>
Jamaica	<b>0,1802</b>	0,1782	0,1760	0,1740
Japón	0,3522	0,3710	0,4236	<b>0,4897</b>
Jordania	0,2125	0,2068	<b>0,2329</b>	0,2263
Kazakstán	0,0143	0,0087	0,1621	<b>0,1690</b>
Kenia	0,0808	0,1467	0,2363	<b>0,2753</b>
Malaysia	0,0563	0,0659	0,2323	<b>0,2492</b>

Malta	0,2078	0,1980	<b>0,2531</b>	0,2447
Mauricio	0,0449	0,1130	0,1358	<b>0,1901</b>
México	0,4905	0,4844	0,5318	<b>0,5412</b>
Marruecos	0,2331	0,2678	0,2463	<b>0,3070</b>
Myanmar	0,0149	0,1203	0,0239	<b>0,1306</b>
Namibia	0,4900	0,4759	0,5625	<b>0,5944</b>
Países Bajos	0,6714	0,6710	0,7131	<b>0,7169</b>
Nueva Zelanda	0,2116	0,2070	0,4240	<b>0,4464</b>
Nigeria	0,2916	0,2834	<b>0,3231</b>	0,3216
Noruega	0,6105	0,5950	0,6527	<b>0,6700</b>
Omán	0,3006	<b>0,3084</b>	0,3008	0,3064
Pakistán	0,1427	0,1391	<b>0,1666</b>	0,1646
Perú	0,6269	0,6195	0,6474	<b>0,6579</b>
Filipinas	0,1856	0,2570	0,3253	<b>0,4191</b>
Polonia	0,6440	0,6414	0,6754	<b>0,6797</b>
Portugal	0,6721	0,6637	0,7116	<b>0,7190</b>
Qatar	0,1819	0,1734	<b>0,2759</b>	0,2741
Rumanía	0,6247	0,6239	0,6221	<b>0,6418</b>
Rusia	0,2844	0,3118	0,3193	<b>0,3820</b>
Arabia Saudí	<b>0,2442</b>	0,2313	0,2407	0,2385
Serbia	0,2056	0,3287	0,2871	<b>0,4044</b>
Singapur	0,2482	0,2841	0,4512	<b>0,6069</b>
Sudáfrica	0,5143	0,5099	0,5940	<b>0,5986</b>
Corea del Sur	0,2124	0,2907	0,3240	<b>0,4735</b>
España	0,7290	0,7213	0,7537	<b>0,7770</b>
Sri Lanka	0,1573	0,1636	0,1580	<b>0,1672</b>
Suecia	0,6490	0,6477	0,7306	<b>0,7518</b>
Suiza	0,6525	0,6567	0,7358	<b>0,7522</b>
Taiwán	0,1927	0,2694	0,3758	<b>0,4709</b>
Tanzania	<b>0,0044</b>	-0,0020	0,0025	-0,0028
Tailandia	0,2289	0,2466	0,4598	<b>0,5259</b>
Trinidad y Tobago	0,3535	<b>0,3599</b>	0,3500	0,3573
Túnez	0,2916	0,3440	0,3136	<b>0,3655</b>
Turquía	0,3514	0,3491	0,3853	<b>0,3853</b>
Uganda	0,1030	0,1373	0,1152	<b>0,1557</b>
Emiratos Árabes Unidos	0,1782	0,1670	0,2778	<b>0,2920</b>
Reino Unido	0,6961	0,6902	0,7471	<b>0,7523</b>
Uruguay	0,3244	0,3353	<b>0,3910</b>	0,3890
Estados Unidos de América	0,9661	0,9797	0,9785	<b>0,9806</b>
Vietnam	0,2586	0,2482	<b>0,3688</b>	0,3642
<p>Los números en negrita indican la mejor especificación.</p> <p>(1): <math>r_{it} = \alpha_{i0} + \beta_{i1} * r_{WORLDt} + \sum_{j=0}^{N=Y} \delta_{ij} * D_j + \varepsilon_{it}</math>;</p> <p>(2): <math>r_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} * r_{it-1} + \beta_{i1} * r_{WORLDt} + \sum_{j=0}^{N=Y} \delta_{ij} * D_j + \varepsilon_{it}</math>;</p> <p>(3): <math>r_{it} = \alpha_{i0} + \beta_{i1} * r_{WORLDt} + \beta_{i2} * r_{WORLDt-1} + \sum_{j=0}^{N=Y} \delta_{ij} * D_j + \varepsilon_{it}</math>;</p> <p>(4): <math>r_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} * r_{it-1} + \beta_{i1} * r_{WORLDt} + \beta_{i2} * r_{WORLDt-1} + \sum_{j=0}^{N=Y} \delta_{ij} * D_j + \varepsilon_{it}</math>.</p>				



***PARTE 2: MARKET RISK EXPOSURE DETERMINANTS DURING  
THE COVID-19 OUTBREAK: BETWEEN COMPETITIVENESS AND  
INEQUALITY<sup>59</sup>***

---

<sup>59</sup> Este capítulo es una transcripción al castellano del artículo original en inglés. Actualmente en proceso de revisión por pares.



## 1. Introducción

El escenario económico que ha dejado la pandemia de COVID-19 es devastador. El impacto del propio virus y las medidas aplicadas para frenarlo han provocado restricciones comerciales, cierres de empresas, saturación de los servicios sociales, desempleo, escasez de ciertos productos y muchos otros problemas económicos y sociales.

Esta situación también repercute en los mercados de valores. Afecta a la viabilidad a corto plazo de casi cualquier empresa, pero, sobre todo, impacta en las expectativas de los inversores, ya que la incertidumbre se extiende por varios canales: duración de las restricciones, mortalidad del virus, tiempo estimado de inmunización, probabilidad de una nueva pandemia, etc.

Desde la primera ola del virus, un incipiente cuerpo de investigación ha analizado su efecto en los activos, y los resultados son similares a los de otros acontecimientos político-sociales inesperados: impacto negativo en los precios de las acciones, impacto positivo en la volatilidad y aumento de diversas formas de contagio financiero (Baker et al., 2020; Gil-Alana y Claudio-Quiroga, 2020; Heyden y Heyden, 2021; Just y Echaust, 2020; Pandey y Kumari, 2021; Zhang et al., 2020 o Zaremba et al., 2020, entre otros).

Sin embargo, las considerables diferencias en las pérdidas del mercado siguen sin ser exploradas, con notables excepciones (Ashraf, 2021; Fernández-Pérez et al., 2021 o Seven y Yilmaz, 2021).

Desde el 31 de diciembre hasta el 1 de junio (el periodo que cubrimos), el mercado austriaco cayó un 36% mientras que el alemán lo hizo un 13%, el principal índice colombiano bajó un 40% mientras que el mexicano lo hizo un 17%, y las acciones indias cayeron un 18% mientras que en la vecina Sri Lanka lo hicieron un 41%. Son estas enormes disparidades las que han motivado esta investigación, porque si bien la pandemia ha afectado a los mercados a nivel mundial, también es cierto que, explorando estas inmensas diferencias, incluso entre países estrechamente relacionados, podemos contribuir a una comprensión más detallada de los efectos financieros de un evento de este tipo.

Por lo tanto, la hipótesis principal es comprobar si la variabilidad de los rendimientos en los distintos mercados se debe a factores cuantificables de ámbito nacional. Más

concretamente, investigamos si los factores sanitarios, económicos, demográficos e incluso culturales están detrás de las diferentes reacciones de los inversores.

Además, probamos si la influencia de los factores significativos en el rendimiento es persistente a lo largo de las primeras semanas de la pandemia.

Nuestro experimento comienza con las variaciones diarias de los principales índices bursátiles de 75 países de todos los niveles de renta y regiones.

Los indicadores que utilizamos para estimar el impacto de la pandemia en cada mercado son los rendimientos anormales, obtenidos mediante un modelo de mercado ampliado y bajo un sistema de ecuaciones multivariante denominado ecuaciones aparentemente no relacionadas (Karafiath, 1988; Zellner, 1962). Gracias a este método, obtenemos nuestros indicadores en un solo paso y tenemos en cuenta la correlación cruzada, uno de los mayores problemas cuando se examinan eventos agrupados en el tiempo.

Con estos rendimientos, construimos cinco indicadores diferentes que utilizamos como variables dependientes en las ecuaciones de corte transversal. Para estas ecuaciones, utilizamos 33 variables explicativas seleccionadas individualmente para cada ecuación por el método *backward*, incluyendo variables de control, como el PIB o el consumo agregado, y variables relacionadas con la pandemia, como el envejecimiento de la población o el número de turistas recibidos. Además, comprobamos las recientes evidencias (Ashraf, 2021; Fernández-Pérez et al., 2021; Hu y Zhang, 2021) sobre la relación entre la cultura nacional y el impacto de la COVID-19 en los mercados.

En este sentido, es uno de los estudios más ambiciosos sobre los determinantes que intervienen en el impacto de la pandemia en los mercados mundiales de renta variable. Incluye mercados de todo tipo, además de incorporar un número sin precedentes de variables descriptivas, en lugar de centrarse en cómo afecta un factor concreto. Creemos que proporciona una visión general y una evidencia necesaria de cómo los mercados de valores se han visto afectados por todo: desde el número de camas de hospital per cápita hasta el déficit público.

En particular, mostramos que una gran parte de la reacción del mercado se explica racionalmente y que hay cambios en algunas de las variables explicativas según el periodo examinado. Así, algunos de los factores que afectaron a las decisiones de los inversores no son inmutables a lo largo del tiempo.

Encontramos pruebas del impacto de ciertas variables económicas y demográficas, algunas de ellas inesperadas, como la influencia negativa de la riqueza del país, así como diferencias regionales significativas.

Asimismo, las variables incluidas en nuestra investigación tienen un poder explicativo de más del 40% en algunas regresiones, lo cual es una cifra muy relevante para un estudio transversal, aunque todavía hay margen para nuevos hallazgos.

Sin embargo, los resultados más importantes se refieren al impacto del nivel de competitividad y de la igualdad en la distribución de la renta. Estas dos variables resisten las pruebas de robustez, muestran una notable persistencia en todas las regresiones y tienen una enorme dimensión económica. Además, mostramos que el efecto cultural señalado por otras investigaciones se diluye en presencia de la competitividad.

Estos resultados aportan pruebas novedosas sobre el modo en que los acontecimientos extremos afectan a los mercados de valores, y pueden contribuir a mejorar la estabilidad de los mercados, especialmente en los países más afectados.

A continuación, repasamos la literatura relacionada, para luego explicar el origen de los datos, los métodos utilizados y las diferentes pruebas de robustez. Continuamos con una sección sobre los resultados y la correspondiente discusión, y terminamos con un resumen de las conclusiones.

## **2. Estado de la cuestión**

Nuestro estudio hace uso de dos métodos ampliamente utilizados en la literatura financiera. El primero está relacionado con los estudios de eventos, ya que estimamos los rendimientos anormales como indicador del impacto de la pandemia. El segundo consiste en encontrar las fuerzas motrices de esa exposición, normalmente con métodos transversales, de panel o mixtos.

La literatura sobre la pandemia se está desarrollando en todos los campos y, en nuestra opinión, está estrechamente relacionada con la investigación sobre eventos raros o catástrofes y su efecto en los mercados. Barro (2006) descubrió que las grandes catástrofes (como las guerras) fueron en parte responsables de la prima bursátil frente a la renta fija durante el siglo XX. En la misma línea, Berkman et al. (2011) crearon un índice que capta la probabilidad de que una catástrofe afecte a los precios en el mercado bursátil mundial, durante el periodo 1918-2006.

Aparte de esto, la literatura que estudia el impacto de episodios más específicos es prolífica (Bourdeau-Brien y Kryzanowski, 2017; Kaplanski y Levy, 2010; Papakyriakou et al., 2019 o Valizadeh et al., 2010). Es bastante evidente que los eventos extremos provocan un alto riesgo social, político y económico y este riesgo se traslada a los mercados financieros. Dada la naturaleza de estas catástrofes, suelen provocar caídas bruscas de los precios de las acciones y picos de volatilidad.

Nuestra investigación parte de la premisa de que la aparición del coronavirus provocó una importante reacción negativa en los mercados bursátiles. Primero, el mercado se vio afectado por la incertidumbre, luego por las medidas de prevención gubernamentales y propias de los individuos y, finalmente, por la incidencia y mortalidad del virus.

Baker et al. (2020) muestran que el COVID-19 ha provocado un nivel de incertidumbre inaudito, y afirman que está directamente relacionado con las medidas gubernamentales e individuales. Muchos investigadores han informado de rendimientos anormales significativos y negativos causados por la pandemia, utilizando diversos modelos, métodos y muestras (Ashraf, 2020b; Gil-Alana y Claudio-Ortega, 2020; Heyden y Heyden, 2021; Liu et al, 2020a; Ramelli y Wagner, 2020; Xiong et al., 2020), así como un aumento global de la volatilidad y el contagio (Baker et al., 2020; Contessi y De Pace, 2021; Just y Echaust, 2020; Zhang et al., 2020; Zaremba et al., 2020).

También se ha estudiado la sensibilidad del mercado al aumento de casos, y el crecimiento diario está relacionado negativamente con los rendimientos de las acciones de un gran número de mercados mundiales (Al-Awadhi et al., 2020; Ashraf, 2020a; Seven y Yilmaz, 2021; Pandey y Kumari, 2021), Mientras tanto, la sensibilidad a las nuevas muertes no parece ser generalizable, ya que, según Ashraf (2020a), dicha información puede inferirse previamente del crecimiento de los casos.

En nuestra opinión, el impacto negativo del coronavirus en las bolsas está suficientemente demostrado. Por lo tanto, a través de esta investigación tratamos de abordar las diferencias entre la sección transversal de los mercados mundiales utilizando explicaciones racionales.

En este sentido, existe una creciente literatura financiera que busca determinantes específicos de la exposición al riesgo durante eventos extremos. Artículos sobre la victoria de Donald Trump (Wagner et al., 2018), el *Brexit* (Hill et al., 2019; Oehler et al., 2017), el conflicto entre China y Taiwán (He et al., 2017) o el intento fallido de

independencia en Cataluña (Angosto-Fernández y Ferrández-Serrano, 2020). Estos artículos encontraron factores significativos que explican en parte la variabilidad de los rendimientos durante estos episodios, pero al ser específicos de un país o región, la evidencia corresponde a características a nivel de empresa.

La falta de eventos puntuales a un nivel superior limita la comprensión de los determinantes específicos de cada país. Sin embargo, las publicaciones sobre las variables macroeconómicas que afectan a la sección transversal de los rendimientos llevan varias décadas desarrollándose (Birz y Lott, 2011; Ferson y Harvey, 1991; Lettau y Ludvigson, 2002; Narayan et al., 2014; Vassalou, 2003), y también existen ya algunas pruebas sobre la pandemia actual y las diferentes reacciones en los mercados de todo el mundo.

A continuación, analizaremos los distintos estudios transversales que se han realizado sobre el COVID-19.

A nivel de empresa y limitándose al mercado chino, Xiong et al. (2020) muestran factores que afectan negativamente a los rendimientos, como la pertenencia a los sectores más vulnerables, el número de activos fijos y tener más inversores institucionales; y otros factores que afectan positivamente a los rendimientos, como el tamaño bursátil, los beneficios, las oportunidades de crecimiento y el apalancamiento combinado. Se puede encontrar un análisis más detallado por sectores en He et al. (2020), cuya investigación sugiere que la rápida recuperación de las empresas chinas se debe en parte al tamaño de la economía, la infraestructura, la cadena industrial y el estímulo público.

En la misma línea, pero utilizando datos de EE. UU. y la UE, Ramelli y Wagner (2020) y Heyden y Heyden (2021) presentan resultados significativos en relación con el nivel de internacionalización, las restricciones financieras o la estructura de la propiedad. En concreto, Heyden y Heyden (2021) también encontraron un efecto positivo del tamaño y un efecto negativo de la proporción de inversores institucionales.

En un estudio global, pero basado en datos de empresas individuales, Hu y Zhang (2021) encontraron que las corporaciones de los países con mejor atención sanitaria, mejores sistemas financieros y mejores instituciones sufrían menos adversidades que el resto.

A nivel país, hay, al menos, dos estudios que determinaron que la cultura nacional juega un papel importante, explicando parte de la dispersión de los retornos a nivel nacional. En concreto, estas variables culturales son el nivel de aversión al riesgo (efecto negativo)

y el individualismo (efecto positivo) (Ashraf, 2021 y Fernández-Pérez et al., 2021). Hu y Zhang (2021) también detectan la influencia negativa de la aversión al riesgo a nivel de empresa.

Hay otro trabajo (Chiah y Zhong, 2020) que también relaciona la cultura nacional con los mercados de valores, pero a través del volumen, donde las naciones más seguras de sí mismas, individualistas y con menos aversión al riesgo tuvieron mercados con un mayor volumen de negociación durante la pandemia. El nivel de ingresos, la protección de los derechos civiles, la calidad de las instituciones y las mejores condiciones del mercado también están relacionados positivamente con el volumen.

Fernández-Pérez et al. (2021) también presentan pruebas débiles sobre algunas variables de control, como el efecto negativo del PIB per cápita, el sorprendente efecto positivo de la densidad de población y el efecto negativo de la volatilidad del mercado sobre los rendimientos. Además, informan del efecto negativo de las políticas estrictas y del nivel de corrupción, y del efecto positivo del nivel de democracia.

Un estudio global de 77 países también encontró diferencias significativas en función del nivel de ingresos del país (Liu et al., 2020a). Según los autores, en los países de renta alta se produjo una sobre-reacción y luego un efecto rebote más rápido que en los países de renta baja. Además, constatan que cuanto más estrictas son las restricciones, mejor es el rendimiento del mercado.

Por último, Seven y Yilmaz (2021) informan de una influencia negativa en los rendimientos de la industria de los servicios y los recursos naturales sobre una muestra de 78 mercados, que es una de las muestras más grandes.

Dada la atención que se presta actualmente a la pandemia, pueden aparecer nuevas pruebas casi a diario, pero en la actualidad siguen siendo muy limitadas en el sentido que planteamos aquí. Por lo tanto, nuestra investigación intenta ir más allá recogiendo aquellas variables que recientemente han demostrado estar relacionadas con los rendimientos de los mercados durante la pandemia, añadiendo aquellas que históricamente han demostrado ser recompensadas en los mercados, y otras que, en nuestra opinión, pueden tener mucho que decir en un momento de crisis sanitaria, política y económica.

### 3. Muestra y metodología

Se trata de un estudio experimental que pretende buscar los determinantes que nos ayuden a explicar la variabilidad de los rendimientos bursátiles durante el primer brote de COVID-19. Por lo tanto, como indicador del impacto de la pandemia, utilizamos los rendimientos anormales de un mercado, comúnmente utilizados en los estudios de eventos.

Para ello, recogimos las cotizaciones diarias de los índices bursátiles en moneda local<sup>60</sup> - una por país- siempre que hubiera datos de al menos 100 sesiones antes del 31 de diciembre de 2019, día en que se detectó el primer caso. A continuación, los utilizamos para componer los rendimientos logarítmicos:

$$r_{it} = \ln \left( \frac{P_{it}}{P_{it-1}} \right) \quad [1]$$

Donde  $r_{it}$  es el rendimiento del índice  $i$  durante el día  $t$  y  $P_{it}$  o  $P_{it-1}$  son los puntos del índice  $i$  el día  $t$  o  $t-1$ .

Los datos se obtuvieron de *Investing* y preguntando individualmente a cada bolsa cuando no estaban en dicha página web. Este procedimiento nos dio una muestra de más de 90 países, pero tras aplicar el requisito de que no más del 25% de sus rendimientos fueran 0 (Corrado y Truong, 2008), la muestra se redujo a 80 países. Además, comprobamos que los países tenían suficientes indicadores económicos y sociales para poder realizar el análisis posterior. Este último requisito nos dejó con una muestra final de 75 países. La lista de países y sus respectivos índices bursátiles, así como el detalle de los rendimientos brutos, se encuentran en el Apéndice A.

El periodo utilizado para estimar estos indicadores va desde el 2 de agosto de 2019 hasta el 1 de junio de 2020, abarcando todo el periodo ya conocido como primera ola. Esto hace un total de 211 rentabilidades por mercado, y un total de 15.825.

Para obtener las rentabilidades anormales, utilizamos un modelo de mercado ampliado; añadiendo un término de autocorrelación y un término de retardo del mercado al modelo

---

<sup>60</sup> No creemos que sea necesario realizar ajustes más estrictos dado que es un análisis a corto plazo. Además, los países que en ese momento sufrían de hiperinflación fueron eliminados de la muestra, y en el estudio de sección cruzada controlamos la inflación y las tasas de cambio.

de mercado tradicional. Los rendimientos utilizados como *proxy* del mercado son los del *MSCI World*.

Aplicamos este modelo por razones teóricas y estadísticas. En primer lugar, diferentes estudios apuntan a una autocorrelación significativa y persistente tanto de los rendimientos de los índices como de las acciones (Campbell et al., 1997; De Peña y Gil-Alana, 2007; Gębka y Wohar, 2013; Jain y Xue, 2017; Kim et al., 2011; Säfvenblad, 2000; Shen y Wang, 1998; Xue y Zhang, 2017). También nos dimos cuenta de que, en muchos mercados, especialmente en los países en desarrollo, la autocorrelación o el término de mercado rezagado era a veces más importante que el propio término de mercado. Por último, este modelo era más descriptivo que el modelo de mercado en la mayoría de los mercados, como se muestra en el Apéndice B.

Los rendimientos anormales se obtienen en un solo paso utilizando variables ficticias y se estiman conjuntamente a través de un sistema de ecuaciones multivariante denominado ecuaciones aparentemente no relacionadas (Karafiath, 1988; Zellner, 1962). Esto representa una forma fácil de obtener rendimientos anormales y considera la dependencia contemporánea de las perturbaciones.

Así, se utilizan variables ficticias para estimar estos rendimientos anormales, y cada coeficiente ficticio corresponde a una semana y su valor es el rendimiento anormal medio diario de esa semana. Esto se hizo en respuesta a la larga duración específica de este evento y para facilitar el manejo y la interpretación de los datos. Para cada mercado nacional:

$$r_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} * r_{it-1} + \beta_{i1} * r_{WORLDt} + \beta_{i2} * r_{WORLDt-1} + \sum_{j=0}^{N=Y} \delta_{ij} * D_j + \varepsilon_{it} \quad [2]$$

$r_{it}$  es el rendimiento logarítmico del índice (país)  $i$  durante el día  $t$ ;  $\alpha_{i0}$  es la constante del modelo para el índice  $i$ ;  $r_{it-1}$ ,  $r_{WORLDt}$  y  $r_{WORLDt-1}$  son el término de autocorrelación de  $r_{it}$ , el retorno logarítmico del índice mundial el día  $t$  y su término rezagado, respectivamente.  $\alpha_{i1}$ ,  $\beta_{i1}$  y  $\beta_{i2}$  son sus coeficientes asociados.  $\delta_{ij}$  es el retorno anormal promedio diario del índice  $I$  para la semana  $j$ ,  $D_j$  es una variable binaria que toma el valor de uno en los días del evento  $j$ , y  $\varepsilon_{it}$  es la perturbación aleatoria.

Las semanas del evento se definen como  $Y$  ya que toman valores diferentes según el país. Esto se debe a que definimos el acontecimiento (pandemia) como el momento en que se

detecta el primer caso y se hace público por las autoridades de cada país. Así, el periodo del evento para China es diferente al de Francia.

Una vez obtenidos los coeficientes (equivalentes a los residuos del estudio de eventos tradicional), nos apoyamos en dos enfoques diferentes del problema: el primero ordena las rentabilidades desde el primer caso, de forma que podemos comparar las rentabilidades anormales de las primeras semanas de la pandemia de cualquier país, aunque se hayan producido de forma no simultánea; el segundo, sitúa el tiempo cero en la declaración oficial de pandemia de la OMS, analizando en este caso un evento simultáneo en todos los mercados. El primer enfoque responde a un análisis lo más amplio posible del desarrollo de la pandemia en cada país, y el segundo responde a explorar específicamente las semanas que más afectaron a los mercados, que es donde hemos encontrado más mínimos.

De todos los indicadores posibles seleccionamos cinco: tres de ellos parten de la primera semana de casos, y dos de ellos en torno a la semana en que se declaró la pandemia. Los primeros porque nos permiten observar la importancia de la entrada del virus en cada país y proporcionan una ventana temporal más amplia. Los segundos porque se centran en el impacto de la declaración de la pandemia, donde se concentran una parte importante de los mínimos de la serie de retornos.

Estos indicadores son: FWAR (0), FWCAR (0,1), FWCAR (0,9), OPAR (0) y OPAR (-1,2). FW se refiere a la primera semana y OP a la pandemia oficial, AR y CAR son los rendimientos anormales y los rendimientos anormales acumulados, y el número de semanas incluidas figura entre paréntesis:

$$CAR_i(t_1, t_2) = \sum_{j=t_1}^{N=t_2} \delta_{ij} \quad [3]$$

Donde  $CAR_i(t_1, t_2)$  son los retornos anormales acumulados del índice  $i$ , desde  $t_1$ , el comienzo de la ventana de evento, hasta  $t_2$ , el final de esta.

La razón por la que el periodo más largo es de 10 semanas es porque es el último CAR para el que la muestra es de 75, ya que hay países que llevaban detectando casos durante 10 semanas como máximo el 1 de junio. El OPAR (-1,2) corresponde al análisis de las

semanas que rodean la declaración de la pandemia, ya que es donde se concentra el mayor número de mínimos.

Las principales estadísticas de los rendimientos anormales se muestran en el cuadro 1. Como era de esperar, podemos ver cómo predominan los rendimientos negativos, con medias por debajo de la mediana, lo que da una idea del tamaño de los rendimientos más bajos. En la misma línea, podemos ver cómo las rentabilidades negativas llegan incluso al tercer cuartil en dos de los indicadores.

La asimetría negativa predominante y el exceso de curtosis positivo son típicos de los acontecimientos inesperados y negativos que afectan a los mercados de forma dramática.

<b>Tabla 1: Estadísticas principales de los rendimientos anormales</b>										
	<b>N</b>	<b>Media</b>	<b>DT</b>	<b>Min</b>	<b>C1</b>	<b>Mediana</b>	<b>C3</b>	<b>Max</b>	<b>Curtosis</b>	<b>Asimetría</b>
<b>FWAR (0)</b>	75	-0,434	0,998	-3,546	-0,967	-0,386	0,159	1,767	1,151	-0,624
<b>FWCAR (0,1)</b>	75	-3,871	7,377	-25,283	-7,017	-3,164	0,237	9,537	1,003	-0,787
<b>FWCAR (0,9)</b>	75	-9,713	12,784	-45,211	-18,500	-9,307	-1,036	20,209	0,473	-0,416
<b>OPAR (0)</b>	67	-0,600	1,139	-3,038	-1,222	-0,533	0,033	2,943	1,177	0,545
<b>OPCAR (-1,2)</b>	75	-8,341	8,539	-36,522	-13,822	-7,498	-2,863	12,522	1,065	-0,499

Notas: Las estadísticas se multiplican por 100, excepto N, curtosis y asimetría. N es el tamaño de la muestra. DT es la desviación estándar. C1 y C3 son los cuartiles 1 y 3, respectivamente. La curtosis es el exceso de curtosis. FW y OP significan primera semana y pandemia oficial, respectivamente, y AR y CAR significan rendimiento anormal y rendimiento anormal acumulado, respectivamente. Los números entre paréntesis indican el número de semanas incluidas en el indicador. Las muestras inferiores a 75 se deben a que algunos países aún no habían registrado su primer caso de coronavirus cuando se anunció oficialmente como pandemia, y por tanto los consideramos fuera del evento.

Como ya se ha explicado, los rendimientos anormales se utilizan como indicador del impacto del COVID-19 a nivel de país y como variable dependiente en un conjunto de regresiones transversales, estimadas por MCO utilizando errores estándar robustos a la heteroscedasticidad.

Hasta donde sabemos, hemos recogido la mayor muestra de variables económicas, sociales y sanitarias para explicar el comportamiento de los mercados mundiales durante la pandemia. Algunas de ellas son variables de control, relacionadas con los resultados económicos a nivel macro. Otras son variables directamente relacionadas con las

características del nuevo coronavirus, y otras podrían situarse en un punto intermedio. Esta muestra consta de 33 variables: Índice de Competencia Global (GCI), Índice de Desarrollo Humano (HDI), Índice de Progreso Social (SPI), Individualismo (IND), Masculinidad (MAS), Aversión al Riesgo (UA), Capitalización (CGDP), Prima de Riesgo del País (CRP), PIB per cápita (lnGDP), Crecimiento del PIB (GRW), Deuda Pública (DEB), Déficit (DEF), Liquidez del País (lnL), Interés (I), Inflación (CPI), Apreciación del Dólar (DA), Consumo Agregado (COGDP), Cuenta Corriente (CA), Exportaciones Netas (XN), Internacionalización (lnIN), Población (lnP), Envejecimiento de la Población (65), Edad Media (lnAA), Esperanza de Vida (LE), Gasto Sanitario (HE), Densidad de Médicos (PD), Camas Disponibles (BA), Gobierno de Coalición (COG), Sector Servicios (SS), Turistas (lnT), Turistas sobre Población (TP) y Coeficiente de Gini (GIN). Todas estas variables se resumen y contextualizan en el Apéndice C.<sup>61</sup>

Para llevar a cabo este análisis transversal, seguimos un algoritmo: concretamente, el método *backward*.<sup>62</sup> Con este método, permitimos que cada variable dependiente sea regresada contra sus variables explicativas óptimas; por lo tanto, empezamos a estimar cada una contra todos los regresores y empezamos a eliminar las variables menos significativas hasta que el criterio de Akaike, el criterio de Hannan-Quinn y el R2 ajustado alcancen valores óptimos.

Este método es arriesgado porque se basa en la estadística y no en un modelo económico fundamental, pero nos permite introducir cambios en las variables que incorpora cada modelo, y esto puede ser más realista porque un inversor puede considerar cierta información el día del primer contagio y otra diferente dos semanas después. Así, cada regresión sigue esta ecuación general:

$$CAR_i(t_1, t_2) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{N=X} \gamma_j * Variable_{ij} + \mu_i \quad [4]$$

---

<sup>61</sup> Las iniciales de las variables hacen referencia a su nombre original en inglés. En orden de aparición: *Global Competitiveness Index, Human Development Index, Social Progress Index, Individualism, Masculinity, Uncertainty Avoidance, Capitalization over Gross Domestic Product, Country Risk Premium, GDP. Growth, Debt, Deficit, Liquidity, Interest, Consumer Price Index, Dollar Appreciation, Consume over GDP, Current Account, Internationalization, Population, over 65, Average Age, Life Expectancy, Health Expenditure, Physician Density, Beds Available, Coalition Government, Service Sector, Tourists, Tourists over Population* y *Gini Coefficient*.

<sup>62</sup> Véase Hocking (1976) para una revisión de los métodos de selección de variables.

Donde  $\gamma_j$  es el peso de cada factor  $j$  en los retornos anormales acumulados durante ese período.  $Variable_{ij}$  puede ser cualquiera de las 33 variables descritas.  $i$  es el término de error.  $X$  es un número diferente en cada regresión, dependiendo del número óptimo de factores  $j$  escogidos mediante el método explicado anteriormente.

Somos conscientes de que muchas de las variables tienen un objetivo similar y, por lo tanto, pueden tener una correlación o colinealidad casi perfecta (por ejemplo: número de médicos y número de camas por 1.000 habitantes). Esto se ha tenido en cuenta y no se incluyen conjuntamente en las regresiones que son el punto de partida. Las correlaciones de todas estas variables se muestran en el Apéndice D.

En la tabla 2, mostramos información detallada sobre las variables explicativas. Se han obtenido del Banco Mundial y de *Investing*. Estos datos representan la última información disponible a 31 de diciembre de 2019.

<b>Tabla 2: Principales estadísticas de las variables explicativas</b>						
<b>Variables</b>	<b>N</b>	<b>Media</b>	<b>DT</b>	<b>Min</b>	<b>Mediana</b>	<b>Max</b>
<b>GCI</b>	75	4,626	0,638	3,300	4,540	5,860
<b>HDI</b>	75	0,801	0,124	0,516	0,824	0,954
<b>SPI</b>	74	76,628	12,343	49,250	76,645	92,730
<b>IND</b>	68	43,441	22,910	13,000	36,500	91,000
<b>MAS</b>	68	49,265	17,780	5,000	50,000	95,000
<b>UA</b>	68	64,824	23,084	8,000	66,500	100,000
<b>CGDP</b>	74	61,089	54,077	0,360	41,035	302,090
<b>CRP</b>	61	4,277	4,080	0,000	2,644	16,337
<b>lnGDP</b>	75	10,072	0,910	7,881	10,275	11,527
<b>GRW</b>	75	2,288	2,060	-3,500	2,100	6,800
<b>DEB</b>	75	59,984	36,584	0,500	53,370	234,990
<b>DEF</b>	75	-1,792	3,298	-9,410	-1,960	6,400
<b>lnL</b>	75	10,267	2,047	1,396	10,520	14,949
<b>I</b>	75	4,599	7,731	-0,750	2,250	55,000
<b>CPI</b>	75	3,463	6,590	-2,100	2,100	53,500
<b>DA</b>	75	1,334	6,906	-11,529	1,006	46,383
<b>COGDP</b>	75	75,535	11,210	41,134	76,408	99,080
<b>CA</b>	75	-0,076	5,273	-15,800	-0,900	17,000
<b>XN</b>	75	0,673	9,024	-23,800	0,900	30,200
<b>lnIN</b>	75	4,135	0,238	2,833	4,127	4,543
<b>lnP</b>	75	16,936	1,641	12,768	17,053	21,055
<b>UR</b>	75	69,228	21,117	18,700	74,800	100,000
<b>65</b>	75	12,377	6,852	1,190	11,960	29,180
<b>lnAA</b>	75	3,521	0,261	2,754	3,592	3,884
<b>lnLE</b>	75	4,336	0,079	4,101	4,340	4,454
<b>HE</b>	75	6,921	2,945	0,000	7,000	17,100
<b>PD</b>	74	2,406	1,431	0,040	2,390	5,400
<b>BA</b>	72	3,493	2,534	0,500	2,800	13,400
<b>COG</b>	75	0,427	0,498	0,000	0,000	1,000
<b>SS</b>	75	66,274	11,635	38,700	66,800	93,400
<b>lnT</b>	68	16,104	1,144	12,835	16,171	18,308
<b>TP</b>	68	0,975	1,262	0,013	0,551	6,683
<b>GIN</b>	56	0,363	0,070	0,249	0,358	0,591

N es el tamaño de la muestra. DT es la desviación estándar. Para la explicación de cada variable, véase el [Apéndice C](#). CGDP, CRP, GRW, DEB, DEF, I, CPI, DA, COGDP, CA, XN, UR, 65, HE y SS se multiplican por 100. Las estadísticas sobre la región no se muestran porque no son relevantes. Las muestras inferiores a 75 se deben a la ausencia de dichos valores.

En resumen, para cada indicador del impacto (rendimientos anormales), seleccionamos diferentes regresores. Al hacerlo, ninguna ecuación confirma o refuta el resultado de otra,

ya que permitimos diferentes explicaciones para cada indicador. Por este motivo, aplicamos dos pruebas de robustez para todas las regresiones.

En primer lugar, aplicamos un remuestreo aleatorio con reemplazo a todas las regresiones, simulando el comportamiento de la población en lugar de la muestra. Este procedimiento se aplica 50 veces por regresión. Utilizando la muestra completa, tendremos 50 ecuaciones por variable dependiente con 75 datos diferentes, que podrían ser desde 75 iguales hasta 75 diferentes, como en la muestra original.

En segundo lugar, añadimos factores fijos regionales. Creamos ocho variables ficticias que dividen el mundo en regiones para controlar los efectos fijos: África (A), Asia (AS), América del Norte (NA), América del Sur y el Caribe (SA&C), Europa (E), Europa del Este (EE), Oriente Medio y Norte de África (MENA) y Oceanía (O). De este modo, comprobamos si los factores fundamentales son compatibles con los efectos regionales y culturales. La tabla 3 muestra la distribución regional.

Tabla 3: Número de mercados por región								
	A	AS	NA	SA&C	E	EE	MENA	O
Países	9	17	3	8	19	7	10	2
Notas: A significa África, AS significa Asia, NA significa América del Norte, SA&C significa América del Sur y el Caribe, E significa Europa, EE significa Europa del Este, MENA significa Oriente Medio y Norte de África y O significa Oceanía.								

#### 4. Resultados y discusión

La tabla 4 muestra los resultados de las regresiones utilizando la muestra completa. La excepción de OPAR (0) se debe a que algunos países aún no habían notificado su primer caso cuando la OMS hizo la declaración. Sólo mostramos los coeficientes de las variables que se incluyen en al menos una regresión.

En primer lugar, llaman la atención los signos de DEF y lnGDP. El primero es relevante en las primeras semanas de la pandemia y el segundo en el periodo más largo y en la semana de la declaración de la OMS. La significatividad económica y estadística es grande y creemos que tiene que ver con el hecho de que los países más ricos, en términos de PIB y superávit, tienen mercados más estables, y un acontecimiento como éste puede hacerlos más volátiles, mientras que los mercados de los países en desarrollo se

caracterizan por una mayor turbulencia, y en ese sentido la pandemia no representa el mismo problema.

El tipo de interés (I) es muy significativo y positivo en FWCAR (0,1). Esto tiene lógica, ya que los países con tipos más altos podrían intervenir para estimular la economía mediante la política monetaria. Sin embargo, el signo cambia en OPAR (0), lo que complica esta explicación, aunque hay que tener en cuenta que en Europa y Estados Unidos se estaban anunciando otras medidas de estímulo al mismo tiempo, lo que podría hacer que la variable I fuera menos interesante para los inversores. En la misma línea, la inflación afecta positivamente a los rendimientos en FWCAR (0,9) y OPAR (0), como es de esperar por definición, pero también cambia su signo en FWCAR (0,1), lo que podría estar motivado por el sentimiento pandémico. En este sentido, destaca la elevada correlación positiva (0,88) entre ambas variables.

Sorprendentemente, el signo de DA es positivo y relevante en los dos periodos más cortos, lo que significa que los mercados con monedas más débiles (depreciadas frente al dólar) reaccionaron mejor a la primera ola de la pandemia. Esto podría interpretarse como una mejor valoración de la capacidad de exportación en lugar de la de importación, o la afluencia de inversores extranjeros en busca de inversiones más baratas.

La internacionalización tiene un impacto positivo en los mercados en FWAR (0) y FWCAR (0,1), por lo que los países mejor conectados con el resto del mundo obtuvieron un mejor rendimiento.

Las variables más relacionadas con las características de la pandemia también explican parte de la caída. La población mayor de 65 años y la esperanza de vida se debaten como indicadores de salud, pero ambos son consistentes y no se solapan. Así, los países con una mayor proporción de personas mayores o con una mayor esperanza de vida tenían más riesgo de impacto. La variable UR sólo es relevante en la semana del primer caso, pero con el signo esperado.

HE es significativa y persistente en casi todas las ecuaciones, pero con signo negativo, lo que también puede estar relacionado con el nivel de desarrollo del país. En cualquier caso, parece que una mayor inversión en sanidad no se tradujo en una mayor rentabilidad.

Sin embargo, el principal resultado se refiere al Índice de Competencia Global. En primer lugar, es significativo durante todos los periodos examinados, y el efecto es tan profundo

que el mercado no lo absorbe rápidamente. Tiene el signo esperado y es responsable de 2/3 del poder explicativo de todas las regresiones.

El tamaño económico también es importante. Por ejemplo, en la ventana más larga, el GCI de un país del primer cuartil es responsable de una caída del 19,92% en comparación con un país del tercer cuartil, *ceteris paribus*.

La siguiente simulación permite comprender el efecto global de las variables. Si un país tuviera una baja competitividad (C1), un alto superávit (C3), una alta apreciación de la moneda (C1), un bajo grado de internacionalización (C1), una alta población urbana (C3), una población envejecida (C3) y un alto gasto sanitario (C3), obtendría una prima del -3,61% en comparación con un país con las características opuestas durante FWAR (0). Se trata de una cifra importante si se tiene en cuenta que la media de los rendimientos anormales diarios durante esa primera semana fue del -0,43%.

<b>Tabla 4: Resultados de corte transversal. Muestra completa.</b>					
	<b>FWAR(0)</b>	<b>FWCAR(0,1)</b>	<b>FWCAR(0,9)</b>	<b>OPAR(0)</b>	<b>OPCAR(-1,2)</b>
<b>N</b>	75	75	75	67	75
<b>Constante</b>	-7,385*** (2,083)	25,971 (58,933)	-6,485 (13,745)	5,982** (2,935)	169,3** (71,876)
<b>GCI</b>	1,383*** (0,268)	10,409*** (1,834)	19,151*** (3,333)	1,372*** (0,477)	8,66*** (2,559)
<b>lnGDP</b>			-7,483*** (2,297)	-0,874*** (0,298)	
<b>GRW</b>	-0,076 (0,064)				
<b>DEF</b>	-0,084** (0,037)	-0,667*** (0,234)			
<b>lnL</b>			-1,201 (0,780)		
<b>I</b>	-0,024 (0,018)	0,397*** (0,131)		-0,120** (0,051)	
<b>CPI</b>		-0,236* (0,12)	0,810*** (0,084)	0,125** (0,047)	-0,252 (0,206)
<b>DA</b>	0,039** (0,018)			0,039* (0,02)	0,331 (0,227)
<b>CA</b>			0,359 (0,336)		
<b>lnIN</b>	0,707* (0,395)	8,512*** (2,757)			
<b>lnP</b>				-0,164 (0,124)	
<b>UR</b>	-0,015** (0,008)				
<b>65</b>	-0,042** (0,019)			-0,069** (0,028)	
<b>lnLE</b>		-24,916* (14,62)			-50,106** (19,079)
<b>HE</b>	-0,104** (0,046)	-1,062*** (0,283)	-0,997* (0,532)	-0,087* (0,045)	
<b>COG</b>				0,357 (0,293)	
<b>Adj R2</b>	0,329	0,326	0,266	0,260	0,166

Notas: N es el tamaño de la muestra. La descripción de las variables está disponible en el [Apéndice C](#). Desviación estándar entre paréntesis. \*\*\*, \*\*, \* significan significatividad al 1%, 5% y 10% respectivamente. Adj R2 significa R-cuadrado ajustado. Cada columna muestra los coeficientes de los regresores óptimos elegidos para cada CAR. Las muestras inferiores a 75 se deben a que algunos países aún no habían registrado su primer caso de coronavirus cuando se anunció oficialmente como pandemia, y por tanto los consideramos fuera del evento.

La tabla 5 muestra los resultados equivalentes para la muestra reducida. Como puede verse en el cuadro 2, faltan variables para algunos países, por lo que este cuadro informa de los coeficientes de las regresiones utilizando la muestra de 56 países, correspondiente a la variable con menos datos (GIN). También contribuye a la robustez del experimento.

La riqueza medida por el PIB sólo sigue siendo significativa en FWCAR (0,9). El signo es ahora claro para I (positivo) y para el IPC (negativo), aunque son significativas en menos regresiones.

El nivel de urbanización y la internacionalización no son consistentes, ya que los signos cambian con respecto a la muestra completa.

El resto de las variables significativas se mantienen en la muestra reducida con algunas diferencias menores. DA es significativa en cuatro de los cinco períodos. 65 se impone como indicador sobre lnLE, y el GCI y HE dejan de ser significativos en algunos periodos, pero siguen siendo robustos en el resto.

Entre las nuevas variables, el tamaño del mercado aparece como relevante y positivo en la OPCAR (-1,2), lo que se explica por unos mercados más líquidos y menos manipulables, y la participación de los servicios en el PIB es negativa para la OPAR (0), lo que también era de esperar dada la especial afectación de este sector.

Sin embargo, el papel del coeficiente de Gini destaca por encima de todo, ya que es negativo y significativo en todas las regresiones, especialmente en los períodos más largos. Esto puede indicar un efecto larga duración de la desigualdad en el mercado, y también es económicamente relevante.

A efectos de comparación, un país del tercer cuartil obtendría una rentabilidad de -9,27% en comparación con un país en el primer cuartil para el período más largo. Por otra parte, no se produce un detrimento del efecto del GCI sobre los rendimientos, de modo que un país poco competitivo que además tuviera una distribución de la renta bastante desigual obtendría un -30,96% para el mismo periodo. Así, la combinación de ambos explicaría gran parte de la caída sufrida por los mercados internacionales.

La desigualdad podría afectar a la recuperación económica de varias maneras. Creemos que la más importante (entre otras económicas) es la capacidad de los ciudadanos para emprender medidas colectivas de contención. En una sociedad muy desigual, las medidas

no pueden ser homogéneas para todos, ya que algunos tendrán medios para llevarlas a cabo y otros no.

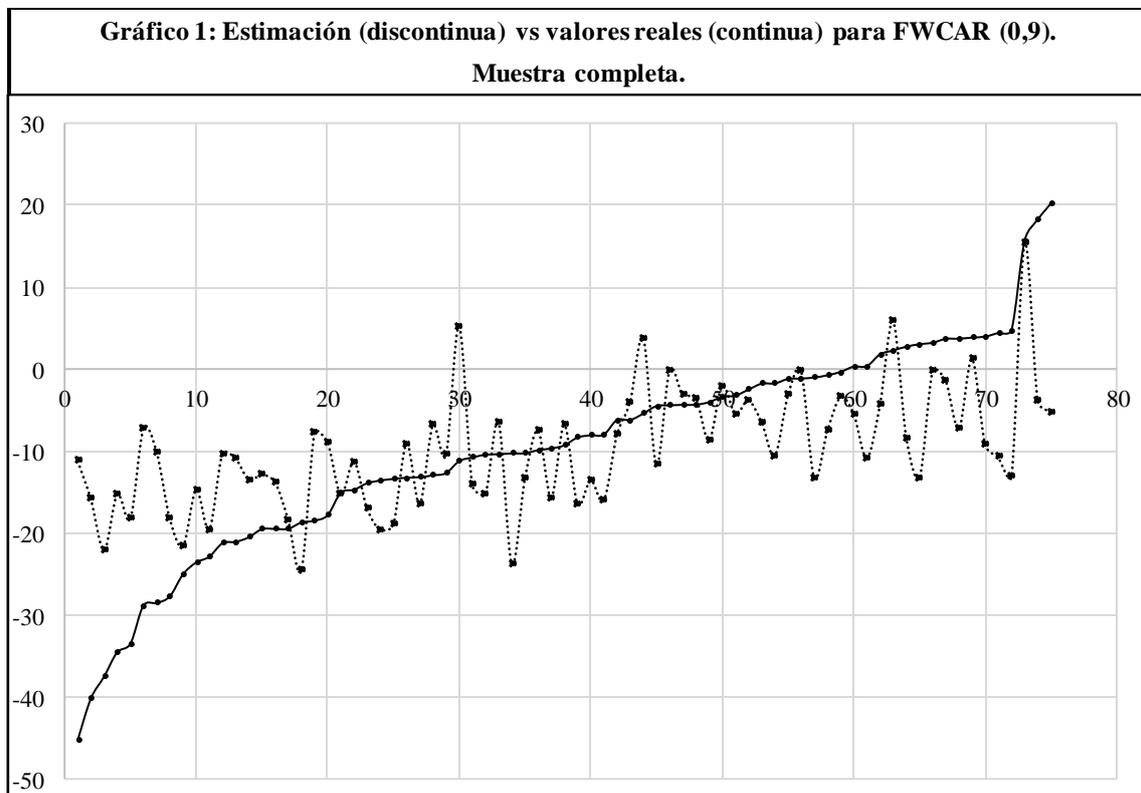
También es notable el aumento general de la capacidad de las regresiones para explicar la variabilidad transversal, alcanzando cifras superiores al 40%. Esto puede deberse a un efecto de reducción, ya que la muestra más pequeña puede tener menos variabilidad, así como a un efecto de aumento, ya que se incluyen nuevas variables que resultan parcialmente significativas.

<b>Tabla 5: Resultados de corte transversal. Muestra reducida.</b>					
	<b>FWAR(0)</b>	<b>FWCAR(0,1)</b>	<b>FWCAR(0,9)</b>	<b>OPAR(0)</b>	<b>OPCAR(-1,2)</b>
<b>N</b>	56	56	56	48	56
<b>Constante</b>	-11,669** (4,666)	-94,053*** (18,161)	423,615** (204,386)	3,637** (1,691)	-13,815 (15,362)
<b>GCI</b>	1,840*** (0,415)	9,999*** (1,780)	20,856*** (3,836)		4,314 (3,453)
<b>CGDP</b>					0,066* (0,036)
<b>lnGDP</b>	-0,861 (0,535)		-12,390*** (3,737)		
<b>DEB</b>		-0,049 (0,030)	0,070 (0,050)		
<b>DEF</b>	-0,105* (0,055)	-0,739** (0,325)			
<b>lnL</b>			1,560 (0,984)		
<b>I</b>		0,454** (0,215)		-0,036 (0,023)	
<b>CPI</b>		-0,606*** (0,184)			-0,647*** (0,234)
<b>DA</b>	0,032*** (0,010)	0,335** (0,145)	0,761*** (0,171)	0,046 (0,027)	0,654** (0,261)
<b>COGDP</b>		0,123 (0,101)			0,294** (0,138)
<b>lnIN</b>	2,461* (1,455)	15,369*** (4,564)	-19,934* (11,658)		
<b>lnP</b>	-0,185 (0,165)				
<b>UR</b>			0,172 (0,137)	0,038*** (0,011)	0,170 (0,118)
<b>65</b>	-0,124* (0,064)	-0,455* (0,269)		-0,113** (0,049)	-0,609 (0,418)
<b>lnAA</b>	2,277 (1,580)				
<b>lnLE</b>			-73,561 (48,703)		
<b>HE</b>	-0,152*** (0,055)	-1,328*** (0,426)			
<b>COG</b>					-3,900 (2,490)
<b>SS</b>				-0,045* (0,025)	-0,289 (0,234)

<b>GIN</b>	-3,854* (2,107)	-36,446** (17,393)	-96,354*** (27,418)	-6,431* (3,440)	-56,966** (24,048)
<b>Adj R2</b>	0,400	0,418	0,414	0,288	0,329
Notas: N es el tamaño de la muestra. Descripción de las variables disponible en el <a href="#">Apéndice C</a> . Desviación estándar entre paréntesis. ***, **, * significan significatividad al 1%, 5% y 10% respectivamente. Adj R2 significa R-cuadrado ajustado. Cada columna muestra los coeficientes de los regresores óptimos elegidos para cada CAR. Las muestras inferiores a 56 se deben a que algunos países aún no habían registrado su primer caso de coronavirus cuando se anunció oficialmente como pandemia, por lo que los consideramos fuera del evento.					

En general, la bondad del ajuste y los criterios de información indican que los descriptores utilizados describen mejor los rendimientos ordenados por el momento en que el virus entró en cada país, en lugar de por la fecha del calendario. Así, parece que, durante las primeras semanas de casos confirmados, los inversores reaccionaron de forma más simétrica (menos variable), como, por ejemplo, en China y Sudáfrica, a pesar de producirse en momentos muy diferentes.

En el gráfico 1 se representan los valores reales y estimados para el periodo más largo. La predicción sigue la misma tendencia que los valores reales, pero no logra describir los valores extremos, especialmente las grandes caídas. A pesar de ello, sólo un valor real supera la cifra de 2,5 desviaciones estándar sobre el estimado.



#### 4.1. Test de robustez

La tabla 6 muestra la prevalencia de las diferentes variables significativas cuando volvemos a muestrear las variables. Es decir, si indica una tasa del 90%, significa que la variable siguió siendo significativa y de signo constante en 45 regresiones de 50.

De este modo, comprobamos si los resultados son resistentes a los cambios de muestreo. Es cierto que nuestra muestra incluye más del 95% de la capitalización bursátil mundial, por lo que incluir más países probablemente no alteraría los resultados. Sin embargo, también es cierto que los resultados pueden ser producidos por sólo unos pocos mercados, y ese problema puede resolverse mediante un nuevo muestreo con reemplazo.

Los resultados para la tasa de apreciación del dólar, el nivel de internacionalización (como también sugiere la muestra reducida), la urbanización (ídem) y el envejecimiento de la población no alcanzan el umbral mínimo que podría desearse. En un nivel inferior al 75-80%, podría ser que en un experimento similar los resultados fueran diferentes si se utilizaran 10-15 países más o menos, por lo que es probable que la importancia de estas variables esté relacionada con algunos países concretos.

El déficit público, el tipo de interés, la inflación, la esperanza de vida y el gasto sanitario presentan una evidencia limitada, siendo robustos en al menos uno de los periodos. Es importante que el efecto positivo de CPI muestra robustez sobre los rendimientos en FWCAR (0,9). Lo mismo ocurre con el tipo de interés, que es robusto en FWCAR (0,1).

La competitividad y la riqueza per cápita son las variables más fuertes. Resulta curioso que la posición de competitividad relativa tiene un efecto positivo en la superación del efecto del COVID-19, mientras que la producción per cápita, estrechamente relacionada, tiene un efecto pernicioso.

<b>Tabla 6: Resultados de remuestreo. Muestra completa.</b>					
	<b>FWAR(0)</b>	<b>FWCAR(0,1)</b>	<b>FWCAR(0,9)</b>	<b>OPAR(0)</b>	<b>OPCAR(-1,2)</b>
<b>GCI</b>	100%	100%	100%	84%	98%
<b>lnGDP</b>			92%	86%	
<b>DEF</b>	66%	90%	82%		
<b>I</b>		80%		60%	
<b>CPI</b>		32%		60%	
<b>DA</b>	52%			46%	
<b>lnIN</b>	42%	66%			
<b>UR</b>	74%				
<b>65</b>	62%			66%	
<b>lnLE</b>		58%			86%
<b>HE</b>	46%	96%	64%	52%	

Notas: La descripción de las variables está disponible en el Apéndice C. Cada ecuación (columna) contiene los mismos regresores que la tabla 4. Cada porcentaje representa las veces que la variable es significativa a niveles estándar en 50 regresiones.

La tabla 7 muestra el mismo procedimiento que la 6, pero utilizando la muestra reducida. En general, los resultados son aún más conservadores.

La evidencia sobre DEF, I, CPI, lnLE y HE se diluye, mientras que aumenta para DA, UR (con signo contrario) y 65. Esto indica una dependencia muestral de la significatividad de estas variables.

Por otro lado, GCI y lnGDP mantienen un efecto robusto, a pesar de los cambios en las regresiones en las que son representativas.

Las nuevas variables no son robustas, a excepción del coeficiente de Gini, que es significativo en 48 de las 50 regresiones para el periodo FWCAR (0,9).

<b>Tabla 7: Resultados de remuestreo. Muestra reducida.</b>					
	<b>FWAR(0)</b>	<b>FWCAR(0,1)</b>	<b>FWCAR(0,9)</b>	<b>OPAR(0)</b>	<b>OPCAR(-1,2)</b>
<b>GCI</b>	100%	100%	100%		
<b>CGDP</b>					46%
<b>lnGDP</b>			88%		
<b>DEF</b>	48%	62%			
<b>I</b>		38%			
<b>CPI</b>		66%			70%
<b>DA</b>	70%	64%	84%		82%
<b>COGDP</b>					54%
<b>lnIN</b>	46%	78%	50%		
<b>UR</b>					100%
<b>65</b>	46%	64%			88%
<b>HE</b>	72%	60%			
<b>SS</b>					60%
<b>GIN</b>	40%	56%	96%	54%	78%
Notas: La descripción de las variables está disponible en el <a href="#">Apéndice C</a> . Cada ecuación (columna) contiene los mismos regresores que la tabla 5. Cada porcentaje representa las veces que la variable es significativa a niveles estándar en 50 regresiones					

Las dos tablas siguientes (8 y 9) presentan los resultados al introducir efectos fijos regionales. En ambas tablas, mostramos sólo los resultados para otras regiones respecto a Europa (incluida en el término constante), y la prevalencia de la significatividad del resto de las variables, así como la mejora o no del modelo con regiones respecto al modelo inicial.

A primera vista, GCI, DA, lnIN y UR siguen siendo significativas sin excepciones, mientras que lnGDP, DEF, I, CPI y HE son significativas en al menos una regresión.

En este sentido, lo más destacable es que el impacto de las variables relacionadas con el envejecimiento de la población (lnLE y 65) dejan de ser significativas e incluso pierden su signo. Por lo tanto, parece que esta relación está más determinada por factores regionales.

En cuanto a las diferencias regionales, Europa parece incluir los mercados más afectados por la pandemia, lo que puede reflejar la alta prioridad que los gobiernos, especialmente en la UE, han dado a la contención de la pandemia. También hay que tener en cuenta que algunos de los países incluidos en Europa (España, Italia, Francia, Bélgica y el Reino Unido, entre otros) tenían en ese momento algunas de las cifras más altas de personas

infectadas y de muertes en el mundo. Entre los más afectados, también encontramos a Europa del Este y, con la excepción de la primera semana, a Sudamérica y el Caribe.

También hay efectos positivos significativos en casi todas las regiones para FWAR (0) y, aunque no siempre son significativos, destacan los datos positivos de América del Norte, África, MENA y Oceanía.

Por último, aunque el coeficiente de determinación ajustado es mayor en algunas regresiones, no podemos concluir que el modelo que incluye los factores regionales sea más explicativo que el modelo inicial. En particular, los criterios de información indican que la mayor complejidad del modelo no compensa la información que aporta.

Tabla 8: Resultados de corte transversal incluyendo factores regionales. Muestra completa.											
Panel A: ¿Permanecen los coeficientes significativos y consistentes?					Panel B: Resultados regionales. Europa como base.						
	FWAR(0)	FWCAR(0,1)	FWCAR(0,9)	OPAR(0)	OPCAR(-1,2)		FWAR(0)	FWCAR(0,1)	FWCAR(0,9)	OPAR(0)	OPCAR(-1,2)
<b>GCI</b>	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	<b>A</b>	1,631*** (0,574)	4,549 (4,596)	7,344 (7,499)	-0,155 (0,716)	4,796 (4,229)
<b>lnGDP</b>			No	Sí		<b>AS</b>	0,806* (0,407)	3,548 (3,138)	-0,852 (8,148)	-0,090 (0,465)	-0,095 (3,441)
<b>DEF</b>	No	Sí				<b>NA</b>	0,854** (0,393)	2,838 (2,757)	2,397 (5,578)	0,884** (0,383)	-2,058 (2,754)
<b>I</b>		No		Sí		<b>SA &amp;C</b>	0,971** (0,452)	-0,099 (5,326)	-1,971 (5,646)	-0,245 (0,718)	-3,046 (3,245)
<b>CPI</b>		No	Sí	Sí		<b>EE</b>	0,012 (0,416)	-3,082 (2,993)	-3,730 (4,446)	-0,682 (0,580)	-6,878* (3,755)
<b>DA</b>	Sí			Sí		<b>ME NA</b>	1,440*** (0,488)	1,658 (3,045)	2,148 (4,952)	-0,517 (0,592)	1,443 (2,883)
<b>lnIN</b>	Sí	Sí				<b>O</b>	1,204*** (0,380)	8,105** (3,097)	1,365 (5,221)	-0,128 (0,611)	-8,671 (6,455)
<b>UR</b>	Sí					<b>Panel C: ¿Mejora la especificación?</b>					
<b>65</b>	No			No		<b>Adj R2</b>	Sí	Sí	No	No	Sí
<b>lnLE</b>		No			No	<b>AI C</b>	No	No	No	No	No
<b>HE</b>	Sí	Sí	No	Sí		<b>HQ C</b>	No	No	No	No	No

Notas: El panel A muestra si los coeficientes siguen siendo significativos y consistentes tras introducir los efectos fijos regionales. El panel B muestra los coeficientes de las diferentes regiones añadidas a las ecuaciones de la tabla 4. El panel C muestra si hay una mejora en las diferentes ecuaciones base según tres criterios. La descripción de las variables está disponible en el [Apéndice C](#). A significa África, AS significa Asia, NA significa América del Norte, SA&C significa América del Sur y el Caribe, E significa Europa, EE significa Europa del Este, MENA significa Oriente Medio y África del Norte y O significa Oceanía. Desviación estándar entre paréntesis. \*\*\*, \*\*, \* significan significatividad al 1%, 5% y 10% respectivamente. Adj R2 significa R-cuadrado ajustado. AIC y HQC son los criterios de información de Akaike y Hannan-Quinn, respectivamente.

En cuanto a la muestra reducida en la tabla 9, cabe destacar los resultados consistentes de GCI, HE y el coeficiente de Gini, con este último incluso aumentando su significatividad y tamaño respecto a las regresiones iniciales. Entre el resto, sólo DA y lnIN mantienen la significatividad parcial.

Como en el caso del remuestreo, el nivel de población urbana sigue siendo relevante, a pesar del signo no previsto. También es llamativo el porcentaje de envejecimiento de la población, que no es significativo en ninguna de las tres regresiones en las que lo era inicialmente.

En cuanto a los efectos fijos regionales, los resultados de todas las regiones son relativamente mejores que los de Europa, confirmando esta región como la más afectada. Los datos de África, Asia, Norteamérica y MENA son especialmente positivos. Esto es evidente en el caso de FWAR (0) y FWCAR (0,9), donde las diferencias son tan significativas que existen pruebas de que en estos dos casos el modelo sí mejora el inicial. Esta evidencia queda eclipsada por el resto de las regresiones, que mantienen las conclusiones de la tabla 8.

Tabla 9: Resultados de corte transversal incluyendo factores regionales. Muestra reducida.											
Panel A: ¿Permanecen los coeficientes significativos y consistentes?						Panel B: Resultados regionales. Europa como base.					
	FWAR(0)	FWCAR(0,1)	FWCAR(0,9)	OPAR(0)	OPCAR(-1,2)		FWAR(0)	FWCAR(0,1)	FWCAR(0,9)	OPAR(0)	OPCAR(-1,2)
<b>GCI</b>	Sí	Sí	Sí			<b>A</b>	2,994*** (0,856)	9,126 (8,039)	29,956** (11,291)	0,744 (1,279)	19,032** (7,464)
<b>CGDP</b>					No	<b>AS</b>	1,453 (0,933)	8,368 (6,955)	21,301** (8,928)	1,190 (0,733)	11,317* (6,262)
<b>lnGDP</b>				No		<b>NA</b>	1,187* (0,630)	7,242 (5,635)	9,141* (5,205)	1,610** (0,762)	4,808 (4,889)
<b>DEF</b>	No	No				<b>SA &amp; C</b>	1,438* (0,795)	3,157 (7,115)	5,843 (7,328)	0,665 (0,983)	4,665 (5,603)
<b>I</b>		No				<b>EE</b>	0,264 (0,503)	-4,855 (5,001)	0,142 (5,353)	-0,320 (0,416)	-2,874 (4,051)
<b>CPI</b>		No				<b>ME NA</b>	1,725** (0,696)	7,228 (5,872)	12,835** (4,972)	0,598 (0,957)	7,399 (7,634)
<b>DA</b>	No	Sí	Sí		No	<b>Panel C: ¿Mejora la especificación?</b>					
<b>COGDP</b>					No	<b>Adj R2</b>	Sí	No	Sí	Sí	Sí
<b>lnIN</b>	No	Sí	No			<b>AIC</b>	Sí	No	Sí	No	No
<b>UR</b>				Sí		<b>HQC</b>	No	No	No	No	No
<b>65</b>	No	No		No		Notas: El panel A muestra si los coeficientes siguen siendo significativos y consistentes tras introducir los efectos fijos regionales. El panel B muestra los coeficientes de las diferentes regiones añadidas a las ecuaciones de la tabla 5. El panel C muestra si hay una mejora en las diferentes ecuaciones base según tres criterios. La descripción de las variables está disponible en el <a href="#">Apéndice C</a> . A significa África, AS significa Asia, NA significa América del Norte, SA&C significa América del Sur y el Caribe, E significa Europa, EE significa Europa del Este y MENA significa Oriente Medio y África del Norte. Desviación estándar entre paréntesis. ***, **, * significan significatividad al 1%, 5% y 10% respectivamente. Adj R2 significa R-cuadrado ajustado. AIC y HQC son los criterios de información de Akaike y Hannan-Quinn, respectivamente. No hay mercados de Oceanía en la muestra reducida.					
<b>HE</b>	Sí	Sí									
<b>SS</b>				No							
<b>GIN</b>	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí						

#### 4.2. Alternativas a la competitividad

El Índice de Competitividad Global se desarrolló para medir el nivel de competitividad, definido por "la capacidad de los países para proporcionar altos niveles de prosperidad a sus ciudadanos". Por lo tanto, pensamos que la fuerte relación inversa encontrada entre el CGI y los rendimientos anormales durante la pandemia puede esconder otras variables similares, pero que tienen algunos matices.

En concreto, nos referimos al Índice de Desarrollo Humano (HDI) y al Índice de Progreso Social (SPI). Países de la muestra, como Suiza, Hong Kong o Alemania, ocupan puestos muy altos en los tres rankings, pero otros como los Estados Unidos de América o los Emiratos Árabes Unidos se sitúan en las primeras posiciones sólo en el CGI.

El cuadro 10 muestra los resultados con respecto a la introducción de estas variables. El resto de los coeficientes de las regresiones no se muestran porque son reiterativos.

El efecto del SPI frente al CGI es evidente: nulo. Los coeficientes no son significativos ni consistentes (deberían ser siempre positivos), y la bondad del ajuste se reduce prácticamente a cero, con la excepción de OPAR (0).

Sin embargo, el HDI se comporta de forma similar al CGI para las dos primeras regresiones, con una significatividad económica y estadística directamente comparable. Sin embargo, nada de esto se mantiene para las demás regresiones, en las que, de hecho, el signo se altera de la misma manera que cuando se utiliza el SPI. Los criterios de información utilizados tampoco apoyan la introducción de esta variable.

<b>Tabla 10: Resultados con las alternativas de competitividad. Muestra completa.</b>					
<b>Panel A: Índice de Desarrollo Humano como alternativa</b>					
	<b>FWAR(0)</b>	<b>FWCAR(0,1)</b>	<b>FWCAR(0,9)</b>	<b>OPAR(0)</b>	<b>OPCAR(-1,2)</b>
<b>N</b>	75	75	75	67	75
<b>HDI</b>	4,359** (1,989)	29,667* (16,892)	-53,251 (47,727)	-2,970 (3,746)	11,015 (21,417)
<b>Adj R2</b>	0,076	0,056	0,064	0,120	-0,003
Según el R2 ajustado, el criterio de Akaike y el criterio de Hannan-Quinn, ninguna de estas especificaciones mejora los resultados iniciales.					
<b>Panel B: Índice de Progreso Social como alternativa</b>					
	<b>FWAR(0)</b>	<b>FWCAR(0,1)</b>	<b>FWCAR(0,9)</b>	<b>OPAR(0)</b>	<b>OPCAR(-1,2)</b>
<b>N</b>	74	74	74	66	74
<b>SPI</b>	0,040 (0,025)	0,224 (0,198)	-0,218 (0,329)	-0,013 (0,031)	0,072 (0,152)
<b>Adj R2</b>	0,060	0,047	0,040	0,113	-0,004
Según el R2 ajustado, el criterio de Akaike y el criterio de Hannan-Quinn, ninguna de estas especificaciones mejora los resultados iniciales.					
Notas: Los paneles A y B muestran los coeficientes del HDI y del SPI, respectivamente, sustituyendo el CGI en las ecuaciones de la tabla 4. La descripción de las variables está disponible en el <a href="#">Apéndice C</a> . N es el tamaño de la muestra. Desviación estándar entre paréntesis. ***, **, * significa significatividad al 1%, 5% y 10% respectivamente. Adj R2 significa R-cuadrado ajustado. Las muestras inferiores a 75 se deben a que algunos países aún no habían registrado su primer caso de coronavirus cuando se anunció oficialmente como pandemia, y por tanto los consideramos fuera del evento. La muestra completa para la variable SPI es de 74.					

### 4.3. Introducción de variables culturales

Según Ashraf (2021) y Fernández-Pérez et al. (2021), la cultura nacional ha desempeñado un papel fundamental en el impacto de la pandemia en los distintos mercados.

Ashraf (2021) encontró pruebas del impacto negativo de la aversión al riesgo en los rendimientos durante la primera ola, utilizando MCO en un estudio de panel mixto. Esta evidencia se mantiene cuando se utilizan tanto los indicadores de Hofstede como los de House. Su muestra incluye 43 países, va de enero a abril y está winsorizada.

Fernández-Pérez et al. (2021) confirman esta evidencia y añaden otro factor cultural: el nivel de individualismo, también obtenido de Hofstede et al. (2010). Su muestra incluye 63 países. Utilizan tanto los rendimientos como la volatilidad como variables dependientes, en ventanas de 8 y 18 días alrededor del primer anuncio de la infección.

Para los rendimientos, encuentran un efecto positivo del nivel de individualismo y un efecto negativo del nivel de aversión al riesgo, pero para la volatilidad, encuentran justo el efecto contrario. Para una mayor robustez, añaden un gran número de variables de control, entre las que no se incluye el GCI.

En la tabla 11, mostramos nuestros resultados al introducir estas dos variables en nuestras regresiones transversales, e incluso añadimos otra: la masculinidad.

Siguiendo nuestro procedimiento inicial, mostramos los resultados de la ecuación más descriptiva. Es decir, si la ecuación con mejor bondad de ajuste y criterio de información incluye las tres variables culturales, mostramos los coeficientes de las tres; si sólo incluye una, sólo mostramos esa.

La muestra se reduce a 68 y 63 para OPAR (0), ya que las variables culturales no están disponibles para todos los países. El panel A muestra los coeficientes si mantenemos el GCI en la ecuación y el panel B muestra los coeficientes si lo eliminamos, porque una variable podría interferir con el efecto de la otra. Además, en nuestra opinión, estos factores culturales también pueden influir directamente en el nivel de competitividad de un país, siendo menos competitivos los países menos individualistas (correlación de 0,564\*\*\*) y los más aversos al riesgo (correlación de -0,269\*\*).

Los resultados con el GCI son rotundos. Las variables culturales no aportan nada e incluso empeoran la especificación, aumentando el ruido. La única excepción es FWCAR (0,1),

donde UA es relevante y con el signo esperado, teniendo una influencia negativa (aunque económicamente no muy grande) en los rendimientos en las dos semanas siguientes al primer caso detectado.

Cuando excluimos el GCI de las ecuaciones, los resultados confirman esta evidencia sobre la aversión al riesgo. En todas las especificaciones, la UA sigue teniendo un signo negativo, es significativa en todas ellas excepto en OPCAR (-1,2), y de tamaño considerable. Por ejemplo, en FWCAR (0,9), un mercado con UA del tercer cuartil obtendría una prima del -5,62% sobre un mercado del primero. Sin embargo, ninguno de los criterios de información o de bondad de ajuste mejora con esta especificación, y el R2 ajustado alcanza como mucho el 20,20%. Así pues, creemos que el concepto de competitividad capta la información que pueden proporcionar las variables culturales y la aumenta, ya que es un concepto más amplio.

No encontramos pruebas que apoyen los resultados con respecto al IND ni podemos aportar nuevas pruebas con respecto a MAS. Es posible que estas notables diferencias se deban al método utilizado, e incluso a la muestra, ya que en subgrupos más pequeños sí encontramos pruebas a favor del nivel de individualismo.

<b>Tabla 11: Resultados con variables culturales. Muestra completa.</b>					
<b>Panel A: Individualismo, aversión al riesgo y masculinidad (Incluyendo GCI)</b>					
	<b>FWAR(0)</b>	<b>FWCAR(0,1)</b>	<b>FWCAR(0,9)</b>	<b>OPAR(0)</b>	<b>OPCAR(-1,2)</b>
<b>N</b>	68	68	68	63	68
<b>IND</b>	0,001 (0,006)		0,024 (0,097)	0,006 (0,009)	-0,027 (0,046)
<b>MAS</b>	0,005 (0,004)		0,021 (0,109)	-0,003 (0,008)	0,007 (0,067)
<b>UA</b>	0,004 (0,005)	-0,054* (0,030)	0,001 (0,073)	-0,005 (0,006)	0,010 (0,061)
<b>Adj R2</b>	0,253	0,299	0,234	0,204	0,099
Según el R2 ajustado, el criterio de Akaike y el criterio de Hannan-Quinn, ninguna de estas especificaciones mejora los resultados iniciales.					
<b>Panel B: Individualismo, aversión al riesgo y masculinidad (Excluyendo GCI)</b>					
	<b>FWAR(0)</b>	<b>FWCAR(0,1)</b>	<b>FWCAR(0,9)</b>	<b>OPAR(0)</b>	<b>OPCAR(-1,2)</b>
<b>N</b>	68	68	68	63	68
<b>UA</b>	-0,010** (0,005)	-0,118*** (0,040)	-0,155** (0,060)	-0,013** (0,005)	-0,063 (0,047)
<b>Adj R2</b>	0,0087	0,134	0,108	0,202	0,004
Según el R2 ajustado, el criterio de Akaike y el criterio de Hannan-Quinn, ninguna de estas especificaciones mejora los resultados iniciales.					
Ambos paneles muestran los coeficientes de las variables culturales, añadidos a las mismas ecuaciones de la tabla 4. Cada regresión puede incluir las tres variables, dos o una, dependiendo de la opción que maximice el poder explicativo de la regresión. La descripción de las variables está disponible en el <a href="#">Apéndice C</a> . N es el tamaño de la muestra. Desviación estándar entre paréntesis. ***, **, * significa significatividad al 1%, 5% y 10% respectivamente. Adj R2 significa R-cuadrado ajustado.					

El objetivo de esta investigación era averiguar hasta qué punto los rendimientos globales podían explicarse por las diferencias culturales, económicas, demográficas y sanitarias de los distintos mercados durante la primera ola de la pandemia.

Hasta cierto punto hemos demostrado que una parte importante de este comportamiento anormal puede explicarse racionalmente. Esto varía desde un moderado 16,60% hasta cifras superiores al 40% en varias regresiones, lo que supone un coeficiente de determinación relativamente alto para un estudio transversal. Por lo tanto, podemos decir que los inversores tuvieron en cuenta diferentes factores nacionales a la hora de proteger sus inversiones contra los efectos de la pandemia.

Algunos de los resultados anteriores pueden resultar obvios, como que los inversores prestan atención a los tipos de interés o al precio de la moneda local. En un estado de alta incertidumbre, se trata de variables financieras que pueden dar una idea de la capacidad de ese mercado para resistir una crisis.

Asimismo, es lógico pensar que los países más afectados son los que tienen la población más envejecida, o los que tienen la mayor parte de la producción dedicada a los servicios. Estas variables vienen determinadas por las características intrínsecas de esta pandemia, y sería inadecuado intentar hacer recomendaciones generales basadas en ellas.

Por eso, en nuestra opinión, destacan dos resultados. El primero es la importancia de la competitividad a nivel nacional. En primer lugar, prevalece sobre otros indicadores como el desarrollo (HDI) o el progreso (SPI), lo que indica que para los inversores hay matices importantes, y, en segundo lugar, por la importancia económica de esta variable. Parece que el GCI es capaz de sintetizar mucha información que los inversores tienen en cuenta, explicando caídas de la rentabilidad en torno al 20% para los periodos más largos, cuando la media se acerca al -10%. Quizás sería interesante incorporarlo en futuras investigaciones sobre los mercados bursátiles, dada la importancia de este indicador en tiempos de incertidumbre.

El segundo es el resultado del coeficiente de Gini. Lo sorprendente no es tanto su relevancia económica (que también la tiene), sino porque señala la desigualdad como un factor determinante en los mercados de capitales. Este hallazgo es algo controvertido porque cualquier medida destinada a mejorar el funcionamiento de los mercados suele estar relacionada con la competitividad (desregulación del mercado laboral, recortes fiscales, eliminación de barreras de entrada, etc.), por lo que es difícil contemplar que la igualdad de ingresos haga más fuerte a un mercado en tiempos de crisis.

## **5. Conclusiones**

En este artículo presentamos nuevos datos sobre uno de los temas más interesantes para analizar: el coronavirus COVID-19 y su efecto en la economía. En concreto, investigamos qué variables han influido en el impacto de la pandemia y las medidas preventivas en los mercados bursátiles mundiales.

Nuestros indicadores de impacto son cinco medidas diferentes de rendimientos anormales, y contamos con más de 30 variables descriptivas para un total de 75 mercados.

A lo largo de esta investigación, encontramos pruebas débiles de la influencia positiva de la depreciación de la moneda, la inflación, los tipos de interés y el déficit público. También encontramos la influencia negativa de la esperanza de vida, el envejecimiento

de la población, el PIB per cápita y el gasto sanitario. Por otra parte, existen pruebas contradictorias sobre el efecto del nivel de urbanización e internacionalización de un país.

También encontramos pruebas a favor de los efectos fijos regionales, siendo Europa la región más afectada, pero no está claro que las regresiones que incluyen dichos efectos expliquen mejor la variabilidad de la muestra.

La contribución más relevante de la investigación se refiere al papel de la competitividad y la desigualdad de ingresos, siendo la primera positiva y la segunda negativa. Ambas variables superan las pruebas de robustez y son responsables de la mayor parte de la capacidad de las regresiones para describir la muestra.

Además, la competitividad es superior a otras variables como el desarrollo (HDI) o el progreso (SPI), y explica mejor los rendimientos que las variables culturales (individualismo o aversión al riesgo) que se han identificado recientemente como variables explicativas de los rendimientos globales durante la pandemia.

A pesar de estos interesantes resultados, que esperamos contribuyan a este incipiente debate, el coeficiente de determinación ajustado alcanza cifras algo superiores al 40% en las mejores regresiones. Esto significa que todavía hay margen para descubrir nuevas variables explicativas y mejorar los datos aquí presentados.

Esperamos que esta investigación ayude a los responsables políticos a incorporar esta información a sus planes y que se tenga en cuenta el importante papel de la competitividad y la desigualdad a la hora de hacer frente a ésta y futuras pandemias.

Por último, los resultados en conjunto conducen directamente a la opinión de que los reguladores deberían incentivar la competitividad, pero con medidas que no perjudiquen la igualdad económica. Este es un reto para el futuro.

**6. Apéndices**

**Apéndice A. Descripción de los rendimientos brutos por país**

Tabla A1: Rendimientos brutos acumulados y promedio de los índices bursátiles								
País	Índice	Semana especial	1er caso	Acumulado (31 DIC)	Promedio diario (31 DIC)	Acumulado (1er caso)	Promedio diario (1er caso)	Región
Argentina	S&PMerval	No	03/03/2020	-7,085	-0,0668	6,844	0,1104	SA&C
Australia	S&P ASX 200	No	25/01/2020	-10,5114	-0,0992	-14,623	-0,1662	O
Austria	ATX	No	26/02/2020	-35,6028	-0,3359	-28,562	-0,4328	E
Bangladés	DESEX	Sí	09/03/2020	-10,7476	-0,1014	-6,951	-0,1198	AS
Bélgica	BEL20	No	04/02/2020	-19,3868	-0,1829	-18,4266	-0,2247	E
Brasil	Ibovespa	No	26/02/2020	-27,358	-0,2581	-26,3786	-0,3997	SA&C
Bulgaria	SOFIX	No	08/03/2020	-20,884	-0,197	-13,9217	-0,24	EE
Camboya	CSX	No	28/01/2020	5,5072	0,052	6,6239	0,0761	AS
Canadá	S&PTSX	No	26/01/2020	-9,7988	-0,0924	-12,4917	-0,142	NA
Chile	S&PIPSA	No	04/03/2020	-24,629	-0,2323	-16,131	-0,2644	SA&C
China	SZSE Component	No	31/12/2019	9,1806	0,0866	9,1806	0,0866	AS
Colombia	COLCAP	No	07/03/2020	-40,3364	-0,3805	-30,2446	-0,5215	SA&C
Costa de Marfil	BRVM Composite	No	12/03/2020	-15,3238	-0,1446	-7,6679	-0,1394	A
Chipre	CYMAIN	No	10/03/2020	-41,1177	-0,3879	-21,7709	-0,3819	E
República Checa	PX	No	02/03/2020	-20,6349	-0,1947	-7,3773	-0,1171	EE
Dinamarca	OMX-C20	No	27/02/2020	9,2665	0,0874	4,8471	0,0746	E
Egipto	EGX 30	Sí	02/03/2020	-30,9497	-0,292	-17,822	-0,2829	M
Finlandia	OMX-H25	No	30/01/2020	-5,4207	-0,0511	-7,6095	-0,0895	E
Francia	CAC 40	No	25/01/2020	-22,796	-0,2151	-23,4963	-0,267	E
Alemania	DAX	No	28/01/2020	-13,4052	-0,1265	-13,0707	-0,1502	E
Ghana	GSE Composite	No	13/03/2020	-14,261	-0,1345	-13,0362	-0,2414	A
Grecia	ATG	No	27/02/2020	-33,2232	-0,3134	-20,895	-0,3215	E
Hong Kong	HSI	No	23/01/2020	-17,8151	-0,1681	-17,8915	-0,1988	AS
Hungría	SE	No	05/03/2020	-25,038	-0,2362	-18,8737	-0,3146	EE
Islandia	ICEX Main	No	29/02/2020	-3,6588	-0,0345	5,1202	0,0813	E
India	BSE Sensex	No	30/01/2020	-18,2949	-0,1726	-17,2998	-0,2035	AS

Capítulo 3. Evento a nivel mundial(2)

<b>Indonesia</b>	IDX Composite	No	02/03/2020	-27,6139	-0,2605	-13,1774	-0,2092	AS
<b>Irlanda</b>	ISEQ Overall	No	01/03/2020	-18,1012	-0,1708	-6,5153	-0,1034	E
<b>Israel</b>	TA125	Sí	24/02/2020	-15,1277	-0,1427	-15,857	-0,2332	M
<b>Italia</b>	FTSE MIB	No	31/01/2020	-23,822	-0,2247	-24,984	-0,2974	E
<b>Jamaica</b>	JSE All Index	No	12/03/2020	-29,1257	-0,2748	-10,1079	-0,1838	SA&C
<b>Japón</b>	Nikkei 225	No	15/01/2020	-2,5162	-0,0237	-4,0621	-0,0423	AS
<b>Jordania</b>	SE All Share	Sí	03/03/2020	-14,867	-0,1403	-11,68	-0,1884	M
<b>Kazakstán</b>	KASE	No	15/03/2020	-3,8191	-0,036	9,2898	0,1753	AS
<b>Kenia</b>	NASI	No	14/03/2020	-18,7256	-0,1767	2,563	0,0484	A
<b>Malaysia</b>	KLCI	No	25/01/2020	-7,0805	-0,0668	-4,392	-0,0499	AS
<b>Malta</b>	MSE	No	07/03/2020	-17,3032	-0,1632	-14,1092	-0,2433	E
<b>Mauricio</b>	Semdex	No	20/03/2020	-30,5445	-0,2882	1,9864	0,0405	A
<b>México</b>	IPC	No	29/02/2020	-16,7301	-0,1578	-11,2377	-0,1784	NA
<b>Marruecos</b>	MASI	No	03/03/2020	-21,4104	-0,202	-21,3721	-0,3447	M
<b>Myanmar</b>	Myanpix	No	24/03/2020	0,0545	0,0005	0,4657	0,0099	AS
<b>Namibia</b>	FTSE NSX Overall	No	15/03/2020	-27,7432	-0,2617	2,1981	0,0415	A
<b>Países Bajos</b>	AEX	No	28/02/2020	-11,5882	-0,1093	-3,7184	-0,0581	E
<b>Nueva Zelanda</b>	NZSX 50	No	28/02/2020	-4,6577	-0,0439	-4,1803	-0,0653	O
<b>Nigeria</b>	NSE All Share	No	28/02/2020	-4,9617	-0,0468	-5,7064	-0,0892	A
<b>Noruega</b>	OBX	No	27/02/2020	-16,2236	-0,1531	-10,824	-0,1665	E
<b>Omán</b>	MSM 30	Sí	25/02/2020	-11,6506	-0,1099	-16,194	-0,2417	M
<b>Pakistán</b>	Karachi All Share	No	27/02/2020	-15,859	-0,1496	-6,2798	-0,0966	AS
<b>Perú</b>	S&P Lima	No	07/03/2020	-30,1284	-0,2842	-18,2753	-0,3151	SA&C
<b>Filipinas</b>	PSEi	No	30/01/2020	-29,4035	-0,2774	-24,7822	-0,2916	AS
<b>Polonia</b>	WIG20	No	04/03/2020	-21,5356	-0,2032	-8,6248	-0,1414	EE
<b>Portugal</b>	PSI-20	No	03/03/2020	-16,8206	-0,1587	-8,4504	-0,1363	E
<b>Qatar</b>	QE General	Sí	01/03/2020	-14,7193	-0,1389	-5,084	-0,0794	M
<b>Rumanía</b>	BET	No	27/02/2020	-15,7892	-0,149	-13,0203	-0,2003	EE
<b>Rusia</b>	RTS	No	01/02/2020	-18,956	-0,1788	-16,8783	-0,2034	EE
<b>Arabia Saudí</b>	TASI	Sí	03/03/2020	-26,7662	-0,2525	-14,422	-0,2326	M
<b>Serbia</b>	Belex 15	No	07/03/2020	-17,1791	-0,1621	-15,9967	-0,2758	EE
<b>Singapur</b>	FTSE Singapur	No	24/01/2020	-21,8902	-0,2065	-22,8759	-0,257	AS
<b>Sudáfrica</b>	SWIX	No	06/03/2020	-16,2334	-0,1531	-7,6838	-0,1302	A
<b>Corea del Sur</b>	KOSPI	No	20/01/2020	-5,6521	-0,0533	-8,0307	-0,0864	AS

Capítulo 3. Evento a nivel mundial(2)

<b>España</b>	IBEX 35	No	01/02/2020	-28,6026	-0,2698	-26,024	-0,3135	E
<b>Sri Lanka</b>	S&P Sri Lanka 20	No	28/01/2020	-41,0538	-0,3873	-37,0945	-0,4264	AS
<b>Suecia</b>	OMXS30	No	01/02/2020	-7,1625	-0,0676	-7,8044	-0,094	E
<b>Suiza</b>	SMI	No	26/02/2020	-7,686	-0,0725	-6,3736	-0,0966	E
<b>Tanzania</b>	DSE ASI	No	17/03/2020	-12,961	-0,1223	-9,344	-0,1797	A
<b>Tailandia</b>	SETI	No	13/01/2020	-17,6959	-0,1669	-17,7459	-0,1811	AS
<b>Trinidad y Tobago</b>	TTSE Composite	No	13/03/2020	-13,8106	-0,1303	-14,3146	-0,2651	SA&C
<b>Túnez</b>	TUNINDEX	No	03/03/2020	-8,9901	-0,0848	-10,0041	-0,1614	M
<b>Turquía</b>	BIST 100	No	12/03/2020	-7,2494	-0,0684	5,551	0,1009	M
<b>Uganda</b>	Uganda All Share	No	22/03/2020	-28,2914	-0,2669	-7,5805	-0,1579	A
<b>Reino Unido</b>	FTSE 100	No	31/01/2020	-18,3636	-0,1732	-15,6232	-0,186	E
<b>Emiratos Árabes Unidos</b>	ADX General	Sí	27/01/2020	-19,9507	-0,1882	-22,632	-0,2572	M
<b>Uruguay</b>	BVM	No	15/03/2020	-2,2646	-0,0214	0,3362	0,0063	SA&C
<b>Estados Unidos de América</b>	S&P 500	No	21/01/2020	-1,4147	-0,0133	-4,7223	-0,0513	NA
<b>Vietnam</b>	VN	No	24/01/2020	-10,0905	-0,0952	-12,7925	-0,1437	AS
<p>Notas: Los rendimientos se multiplican por 100. La semana especial significa que los días de negociación van de domingo a jueves. Los nombres de los índices aparecen como en <i>Investing</i>. A es África, AS es Asia, E es Europa, EE es Europa del Este, M es MENA, NA es América del Norte, SA&amp;C es América del Sur y el Caribe y O es Oceanía.</p>								

**Apéndice B. Capacidad descriptiva de los diferentes modelos**

<b>Tabla B1: R cuadrados ajustados de cuatro especificaciones diferentes del modelo de mercado.</b>				
<b>Mercado</b>	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>	<b>(4)</b>
Argentina	0,0748	0,1116	0,0787	<b>0,1272</b>
Australia	0,4828	0,5150	0,4955	<b>0,5918</b>
Austria	0,5756	0,5975	0,5878	<b>0,6024</b>
Bangladés	0,0310	<b>0,0319</b>	0,0253	0,0254
Bélgica	0,6033	0,6082	<b>0,6895</b>	0,6875
Brasil	0,7116	0,7284	0,7192	<b>0,7303</b>
Bulgaria	0,3583	0,3591	0,3884	<b>0,4093</b>
Camboya	0,1092	<b>0,1125</b>	0,1061	0,1079
Canadá	0,8397	0,8375	0,8394	<b>0,8463</b>
Chile	0,4102	0,4074	0,4203	<b>0,4300</b>
China	0,0683	0,0850	0,1376	<b>0,1802</b>
Colombia	0,5750	0,5734	0,5849	<b>0,5932</b>
Costa de Marfil	0,0189	<b>0,0301</b>	0,0141	0,0263
Chipre	0,2817	0,2752	0,3381	<b>0,3582</b>
República Checa	0,5042	0,5060	<b>0,5128</b>	0,5111
Dinamarca	0,4562	0,4465	0,5460	<b>0,5586</b>
Egipto	0,1387	0,1343	<b>0,1487</b>	0,1462
Finlandia	0,6319	0,6342	0,7332	<b>0,7375</b>
Francia	0,7181	0,7265	0,7742	<b>0,7768</b>
Alemania	0,6936	0,6935	0,7313	<b>0,7341</b>
Ghana	-0,0055	<b>0,2143</b>	-0,0073	0,2110
Grecia	0,5929	0,5905	<b>0,6127</b>	0,6101
Hong Kong	0,1661	0,1654	0,2887	<b>0,3354</b>
Hungría	0,5240	0,5252	<b>0,5511</b>	0,5476
Islandia	0,2859	0,2967	<b>0,4493</b>	0,4443
India	0,2071	0,2051	0,3904	<b>0,4203</b>
Indonesia	0,2029	0,1979	<b>0,3564</b>	0,3545
Irlanda	0,6081	0,6047	0,6347	<b>0,6349</b>
Israel	0,6015	0,6098	0,6054	<b>0,6497</b>
Italia	0,6651	0,6611	0,6890	<b>0,7215</b>
Jamaica	<b>0,1802</b>	0,1782	0,1760	0,1740
Japón	0,3522	0,3710	0,4236	<b>0,4897</b>

Jordania	0,2125	0,2068	<b>0,2329</b>	0,2263
Kazakstán	0,0143	0,0087	0,1621	<b>0,1690</b>
Kenia	0,0808	0,1467	0,2363	<b>0,2753</b>
Malaysia	0,0563	0,0659	0,2323	<b>0,2492</b>
Malta	0,2078	0,1980	<b>0,2531</b>	0,2447
Mauricio	0,0449	0,1130	0,1358	<b>0,1901</b>
México	0,4905	0,4844	0,5318	<b>0,5412</b>
Marruecos	0,2331	0,2678	0,2463	<b>0,3070</b>
Myanmar	0,0149	0,1203	0,0239	<b>0,1306</b>
Namibia	0,4900	0,4759	0,5625	<b>0,5944</b>
Países Bajos	0,6714	0,6710	0,7131	<b>0,7169</b>
Nueva Zelanda	0,2116	0,2070	0,4240	<b>0,4464</b>
Nigeria	0,2916	0,2834	<b>0,3231</b>	0,3216
Noruega	0,6105	0,5950	0,6527	<b>0,6700</b>
Omán	0,3006	<b>0,3084</b>	0,3008	0,3064
Pakistán	0,1427	0,1391	<b>0,1666</b>	0,1646
Perú	0,6269	0,6195	0,6474	<b>0,6579</b>
Filipinas	0,1856	0,2570	0,3253	<b>0,4191</b>
Polonia	0,6440	0,6414	0,6754	<b>0,6797</b>
Portugal	0,6721	0,6637	0,7116	<b>0,7190</b>
Qatar	0,1819	0,1734	<b>0,2759</b>	0,2741
Rumanía	0,6247	0,6239	0,6221	<b>0,6418</b>
Rusia	0,2844	0,3118	0,3193	<b>0,3820</b>
Arabia Saudí	<b>0,2442</b>	0,2313	0,2407	0,2385
Serbia	0,2056	0,3287	0,2871	<b>0,4044</b>
Singapur	0,2482	0,2841	0,4512	<b>0,6069</b>
Sudáfrica	0,5143	0,5099	0,5940	<b>0,5986</b>
Corea del Sur	0,2124	0,2907	0,3240	<b>0,4735</b>
España	0,7290	0,7213	0,7537	<b>0,7770</b>
Sri Lanka	0,1573	0,1636	0,1580	<b>0,1672</b>
Suecia	0,6490	0,6477	0,7306	<b>0,7518</b>
Suiza	0,6525	0,6567	0,7358	<b>0,7522</b>
Tanzania	<b>0,0044</b>	-0,0020	0,0025	-0,0028
Tailandia	0,2289	0,2466	0,4598	<b>0,5259</b>
Trinidad y Tobago	0,3535	<b>0,3599</b>	0,3500	0,3573
Túnez	0,2916	0,3440	0,3136	<b>0,3655</b>
Turquía	0,3514	0,3491	0,3853	<b>0,3853</b>

<b>Uganda</b>	0,1030	0,1373	0,1152	<b>0,1557</b>
<b>Reino Unido</b>	0,1782	0,1670	0,2778	<b>0,2920</b>
<b>Emiratos Árabes Unidos</b>	0,6961	0,6902	0,7471	<b>0,7523</b>
<b>Uruguay</b>	0,3244	0,3353	<b>0,3910</b>	0,3890
<b>Estados Unidos de América</b>	0,9661	0,9797	0,9785	<b>0,9806</b>
<b>Vietnam</b>	0,2586	0,2482	<b>0,3688</b>	0,3642
<p>Notas: Los números en negrita indican la mejor especificación</p> <p>(1): <math>r_{it} = \alpha_{i0} + \beta_{i1} * r_{WORLDt} + \sum_{j=0}^{N=Y} \delta_{ij} * D_j + \varepsilon_{it}</math>;</p> <p>(2): <math>r_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} * r_{it-1} + \beta_{i1} * r_{WORLDt} + \sum_{j=0}^{N=Y} \delta_{ij} * D_j + \varepsilon_{it}</math>;</p> <p>(3): <math>r_{it} = \alpha_{i0} + \beta_{i1} * r_{WORLDt} + \beta_{i2} * r_{WORLDt-1} + \sum_{j=0}^{N=Y} \delta_{ij} * D_j + \varepsilon_{it}</math>;</p> <p>(4): <math>r_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} * r_{it-1} + \beta_{i1} * r_{WORLDt} + \beta_{i2} * r_{WORLDt-1} + \sum_{j=0}^{N=Y} \delta_{ij} * D_j + \varepsilon_{it}</math>.</p>				

## Apéndice C. Descripción y justificación de las variables explicativas

<b>Tabla C1: Lista de variables explicativas</b>
<p><b>Índice de Competitividad Global (GCI).</b> Este índice es elaborado por el Foro Económico Mundial y se clasifica del uno al siete, siendo el siete el estado ideal. Incluye más de 100 indicadores. Creemos que un país mejor preparado para competir en el mercado mundial se verá menos afectado por la pandemia, ya que podrá afrontar mejor el nuevo entorno económico. Este índice incluye algunas de las variables que también utilizamos nosotros, por lo que comprobamos la colinealidad, que no es relevante en ningún caso.</p>
<p>Pensamos que la "competitividad" como concepto podría quedar oculta por otras variables que están fuertemente relacionadas pero que tienen matices importantes. Por este motivo, también incluimos el <b>Índice de Desarrollo Humano (HDI)</b> (de 0 a 1) y el <b>Índice de Progreso Social (SPI)</b> (de 0 a 100).</p>
<p>En la misma línea, también incluimos las siguientes variables culturales: <b>individualismo (IND)</b>, <b>masculinidad (MAS)</b> y <b>aversión al riesgo (UA)</b> desarrolladas por Geert Hofstede<sup>63</sup>. En artículos recientes (Ashraf, 2021; Fernández-Pérez et al., 2021), se constató que los mercados de países más individualistas y con menos aversión al riesgo reaccionaron mejor durante la pandemia. Añadimos la masculinidad, ya que pensamos que también podría estar relacionada con la visión tradicional de la competitividad.</p>
<p><b>Capitalización sobre PIB (CGDP)</b> se utiliza como medida del tamaño del mercado. La suposición inicial es que un mercado relativamente pequeño es más sensible, por lo que el efecto pandémico podría verse agravado por el comportamiento de pánico. A nivel de empresa, parece que los niveles de volumen más bajos están asociados a un mayor rendimiento (Datar et al., 1998), y es posible que esta relación prevalezca a nivel agregado.</p>
<p><b>Prima de riesgo país (CRP)</b> se define como la diferencia de rendimiento del bono a 10 años de un país determinado y el bono alemán. Aunque la relación de las series temporales con respecto a los bonos y los rendimientos de las acciones ha sido controvertida (Baele et al., 2010 o Connolly et al., 2005), la sección transversal de los rendimientos de cada mercado podría revelar cuáles son los países menos adecuados para invertir durante períodos de gran incertidumbre.</p>
<p>Variables relacionadas con la producción: <b>el logaritmo natural del PIB per cápita en dólares PPA (lnGDP)</b> y <b>la tasa de crecimiento del PIB (GRW)</b>. Las novedades sobre el crecimiento del PIB parecen tener un precio en el mercado según Vassalou (2003). Se descubrió que la variable estrechamente relacionada PNB explica una proporción significativa de los rendimientos esperados (Elton et al., 1995) y estas variables se utilizan a menudo como variables de control, ya que los ciclos empresariales están directamente relacionados con los ciclos económicos (Birzy y Lott, 2011; Lai, 2017). Sin embargo, podrían estar relacionadas con el evento en cuestión ya que un país más fuerte en términos económicos podría ser más capaz de soportar la crisis posterior. Por otra parte, existe una relación entre la producción y el desarrollo, y un país más desarrollado podría estar más preocupado por la pandemia que un país con problemas de desarrollo más urgentes; una opinión que apoya un estudio empírico reciente (Horvath, 2020).</p>

<sup>63</sup> Disponible aquí: <https://www.hofstede-insights.com/country-comparison/>. Consultado por última vez el 16 de marzo de 2021.

<p>La <b>deuda pública (DEB)</b> y el <b>déficit (DEF)</b> como porcentaje del PIB. Hay pruebas de su influencia en la predictibilidad de los rendimientos de las acciones (Narayan et al., 2014), y estas variables se utilizan como indicador de la capacidad del gobierno para promover medidas de estímulo económico y ayuda a los necesitados. Por lo tanto, una mayor deuda o un menor déficit podrían afectar negativamente a la confianza de los inversores en la recuperación.</p>
<p><b>Logaritmo natural de la liquidez del país (lnL)</b>, que se mide como las reservas de un país en divisas (excluyendo el oro). Tras las restricciones del mercado, se espera un aumento de los precios internacionales y, por tanto, un país con mayores reservas podría estar más preparado para afrontarlo. Algunas pruebas apoyan esta opinión (Narayan et al., 2014).</p>
<p><b>Tipo de interés (I)</b> e <b>índice de precios al consumo (IPC)</b>. Estas variables monetarias están relacionadas con la rentabilidad de las acciones (Ferson y Harvey, 1991; Flannery y Protopapadakis, 2002 o Lai, 2017). Además, la COVID-19 ha llegado en un momento inusual, en el que muchos países mantienen los tipos de interés cerca o incluso en el 0%, lo que, dada la escasa capacidad de respuesta, podría afectar negativamente a las rentabilidades, y las altas tasas de inflación podrían ser perjudiciales ante el endurecimiento de los mercados internacionales.</p>
<p><b>Apreciación del dólar (DA)</b>, que se mide como el logaritmo natural de la relación entre el tipo de cambio del año en curso (moneda nacional por dólar) y el del año anterior a 31 de diciembre. Pham y Phuoc (2020) desarrollaron un modelo que incluye el tipo de cambio USD/EUR que mejora el rendimiento del CAPM para el mercado estadounidense. Esta relación es extensible a otros mercados (Bilson et al., 2001), y durante la pandemia, las divisas que se han depreciado más podrían perjudicar a los mercados nacionales debido a la recesión mundial.</p>
<p><b>Consumo agregado sobre el PIB (COGDP)</b>. Esta medida capta la dependencia nacional del consumo. Se sugirió que el consumo agregado podría incluso sustituir a la cartera de mercado en los modelos de rendimientos (Breedon, 1979), y estudios recientes apoyan el uso de esta variable como control (Lettau y Ludvigson, 2002; Narayan et al., 2014).</p>
<p>La <b>balanza por cuenta corriente (CA)</b> y las <b>exportaciones netas (XN)</b> como porcentaje del PIB. Ambos se utilizan para determinar la relación de dependencia con el resto del mundo, entendiéndose que una mayor dependencia del exterior sería perjudicial si los países tomaran medidas restrictivas. Además, Narayan et al. (2014) demostraron que la cuenta corriente tiene cierta capacidad para predecir los rendimientos de los países.</p>
<p><b>Nivel de internacionalización (lnIN)</b>. Se trata de una variable autoconstruida que es el logaritmo natural del número de organizaciones internacionales a las que pertenece el país. Por un lado, puede ser perjudicial si entendemos la variable como una proxy del nivel de conexión directa con otros países, ya que podría entenderse como una mayor disposición a que el virus entre en el país a través de diferentes canales. Por otro lado, la pertenencia a un mayor número de organizaciones también puede significar una mayor capacidad de respuesta al virus, por ejemplo, a través de planes comunes de estímulo económico.</p>
<p>El <b>logaritmo natural de la población total (lnP)</b> y el <b>porcentaje de población que vive en zonas urbanas (UR)</b>. Ambas variables podrían estar relacionadas positivamente con la velocidad de propagación del virus en un país, y la velocidad relativa podría estar relacionada negativamente con los mercados financieros.</p>
<p>Variables relacionadas con la sanidad: <b>porcentaje de población mayor de 65 años (65)</b>, el <b>logaritmo natural de la edad media del país (lnAA)</b>, el <b>logaritmo natural de la esperanza de vida (lnLE)</b>, el <b>gasto sanitario como porcentaje del PIB (HE)</b>, la</p>

**densidad de médicos por 1.000 habitantes (PD) y el número de camas disponibles por 1.000 habitantes (BA).** Estas variables pueden estar relacionadas con las tasas de mortalidad y recuperación, que a su vez pueden tener un impacto directo en la recuperación económica.

El tipo de gobierno. Construimos una variable binaria que es uno si el gobierno actual es un **gobierno de coalición (COG)**. La literatura reciente sugiere que los gobiernos de coalición son menos capaces de tomar decisiones, ya que no pueden actuar discrecionalmente y en su lugar actúan de forma consensuada (Vuchelen, 2003). Esta necesidad de consenso podría tener un impacto positivo en la incidencia del virus y, por tanto, un impacto negativo en los inversores.

VARIABLES DE SERVICIOS Y TURISMO. Utilizamos el valor del **sector servicios sobre el PIB (SS), el logaritmo natural del número de turistas (lnT) y el número de turistas sobre la población total (TP)**. La dependencia de un país de los servicios, y especialmente del turismo, podría ser crítica para toda la economía, ya que estos sectores se han reducido drásticamente debido a las medidas de contención del virus.

El nivel de desigualdad medido a través del **coeficiente de Gini (GIN)**. Nos interesa especialmente esta variable, ya que creemos que la desigualdad puede ser un factor clave. Una sociedad más desigual puede estar menos preparada para afrontar los retos comunes y, en un caso extremo, una sociedad en la que sólo una parte de la población puede permitirse cumplir las medidas anti pandémicas tendrá más dificultades para recuperarse.

Apéndice D. Relación entre las variables explicativas

Tabla D1: Correlación entre las variables de corte transversal

Variable	CGDP	GCI	IND	MAS	UA	CRP	hL	I	CGDP	DA	CA	CPI	lnGDP	HDI	SPI	lnP	65
XN	0,285	0,546	0,174	0,016	-0,019	-0,525	0,191	-0,210		-0,040	0,501	-0,199	0,660	0,533	0,348	-0,147	0,211
DEB	0,051	-0,031	0,136	0,296	0,159	-0,148	-0,104	0,059	0,251	0,092	-0,053	0,039	0,056	0,125	0,260	0,122	0,338
DEF	0,171	0,513	0,210	-0,162	-0,103	-0,669	-0,052	-0,373	-0,383	-0,103	0,554	-0,288	0,541	0,505	0,491	-0,387	0,393
GIN	-0,154	-0,422	-0,505	0,148	0,013	0,525	0,195	0,269	0,420	0,068	-0,256	0,164	-0,550	-0,561	-0,503	0,333	-0,587
TP	-0,058	0,229	0,187	-0,110	-0,065	-0,368	-0,392	-0,227	-0,185	0,029	0,327	-0,151	0,461	0,430	0,406	-0,616	0,311
lnT	0,027	0,204	0,092	0,210	0,110	-0,109	0,442	0,009	-0,188	-0,020	0,214	0,015	0,106	0,162	0,095	0,656	0,266
SS	0,128	0,290	0,535	-0,085	0,078	-0,521	-0,249	-0,087	0,201	0,165	0,206	0,001	0,419	0,576	0,721	-0,286	0,684
GRW	-0,207	-0,118	-0,173	0,070	-0,103	0,035	0,065	-0,273	-0,141	-0,207	-0,184	-0,251	-0,281	-0,255	-0,239	0,252	0,046
lnN	0,098	0,127	0,389	-0,037	0,293	-0,106	0,106	0,040	-0,057	0,106	0,014	0,071	0,125	0,220	0,464	0,411	0,383
COG	0,164	0,230	0,212	-0,052	-0,068	-0,122	0,101	0,043	0,111	0,124	0,052	0,104	0,084	0,151	0,253	0,018	0,254
BA	0,003	0,278	0,186	0,200	0,378	-0,413	0,147	-0,074	-0,150	0,096	0,224	0,013	0,393	0,471	0,477	-0,002	0,684
PD	0,081	0,512	0,577	-0,094	0,161	-0,655	-0,114	-0,113	-0,206	0,188	0,373	-0,013	0,736	0,752	0,754	-0,402	0,687
HE	0,162	0,288	0,581	-0,081	0,184	-0,509	-0,158	0,046	0,167	0,240	0,096	0,028	0,335	0,494	0,713	-0,089	0,611
lnLE	0,143	0,664	0,416	-0,075	0,062	-0,729	0,057	-0,193	-0,354	0,112	0,465	-0,136	0,802	0,828	0,830	-0,263	0,670
UR	0,307	0,574	0,349	-0,043	0,153	-0,557	0,160	-0,073	-0,288	0,143	0,443	-0,013	0,701	0,699	0,610	-0,255	0,347
lnAA	0,087	0,522	0,406	-0,018	0,227	-0,776	0,075	-0,268	-0,347	0,104	0,384	-0,184	0,703	0,776	0,768	-0,154	0,882
65	0,065	0,458	0,550	-0,001	0,196	-0,735	-0,027	-0,232	-0,079	0,107	0,276	-0,103	0,561	0,702	0,808	-0,135	
lnP	-0,020	-0,152	-0,216	0,216	0,076	0,365	0,617	0,250	0,000	-0,007	-0,084	0,194	-0,420	-0,331	-0,379		
SPI	0,240	0,644	0,650	-0,129	0,041	0,813	-0,135	-0,211	-0,203	0,143	0,329	-0,133	0,801	0,909			
HDI	0,234	0,717	0,540	-0,106	0,082	-0,783	0,039	-0,179	-0,443	0,113	0,483	-0,140	0,952				
lnGDP	0,318	0,775	0,500	-0,038	0,024	-0,733	0,053	-0,258	-0,555	0,040	0,515	-0,195					
CPI	-0,224	-0,324	-0,059	0,006	0,134	0,762	-0,003	0,393	0,175	0,746	-0,119						
CA	0,420	0,547	0,030	-0,163	-0,154	-0,366	0,346	-0,118	-0,476	-0,035							
DA	-0,198	-0,158	0,051	-0,023	0,137	-0,162	-0,130	0,696	0,028								
CGDP	-0,256	-0,500	-0,034	-0,020	0,107	0,410	-0,312	0,161									
I	-0,244	-0,406	-0,199	-0,051	0,153	0,031	-0,018										
lnL	0,352	0,334	-0,128	0,235	-0,099												
CRP	-0,227	-0,674	-0,474	-0,037	-0,022												
UA	-0,449	-0,531	-0,152	0,085													
MAS	0,046	-0,017	0,065														
IND	0,293	0,531															
GCI	0,581																
CGDP																	

Notas: Más oscuro implica una relación más intensa

	InAA	UR	InLE	HE	PD	BA	COG	InN	GRW	SS	InT	TP	GIN	DEF	DEB	XN
	0,445	0,390	0,409	-0,014	0,339	0,174	-0,071	0,033	0,074	-0,010	0,202	0,351	-0,383	0,475	-0,177	
	0,187	0,087	0,304	0,364	0,091	0,219	0,017	0,343	-0,153	0,301	0,225	-0,008	-0,020	-0,164		
	0,533	0,304	0,411	0,071	0,455	0,287	0,034	-0,003	0,091	0,235	0,015	0,371	-0,523			
	-0,563	-0,127	-0,584	-0,149	-0,454	-0,435	0,034	-0,189	-0,244	-0,260	0,004	-0,463				
	0,363	0,303	0,442	0,052	0,379	0,093	-0,005	-0,309	0,048	0,461	-0,041					
	0,300	0,083	0,164	0,131	0,038	0,227	-0,073	0,371	0,171	0,116						
	0,548	0,438	0,543	0,538	0,520	0,327	0,240	0,105	-0,167							
	0,046	-0,534	-0,143	-0,286	-0,328	-0,009	-0,129	-0,040								
	0,293	0,075	0,200	0,591	0,322	0,231	0,115									
	0,197	0,135	0,130	0,207	0,233	0,133										
	0,637	0,200	0,375	0,312	0,440											
	0,669	0,551	0,617	0,583												
	0,429	0,368	0,419													
	0,724	0,642														
	0,399															



## **CONCLUSIONES GENERALES Y FUTURAS LÍNEAS DE INVESTIGACIÓN**



## **Conclusiones generales y futuras líneas de investigación**

El presente trabajo de investigación ha estudiado la reacción de los mercados de acciones ante tres eventos únicos de corte político y social.

Es un trabajo eminentemente empírico, cuyo hilo conductor es la propuesta de un método científico para el estudio de sucesos que afectan de manera síncrona a todos los activos financieros, y su aplicación en tres casos de gran importancia en la historia reciente a nivel nacional, europeo y mundial: el intento de independencia de la región de Cataluña en España, la llegada al gobierno de la nueva extrema derecha en tres países europeos y la declaración de pandemia tras el estallido del coronavirus en 2020.

Las conclusiones específicas de cada estudio han sido detalladas en el capítulo correspondiente, por lo que ahora se expondrán las reflexiones y conclusiones transversales a los estudios y al método utilizado.

Con respecto a la metodología, en nuestra investigación no se realiza un análisis comparativo con otras variantes del estudio de eventos, sobre todo porque esos análisis ya han sido realizados por otros investigadores a lo largo de muchas décadas, cuyas principales conclusiones han sido tratadas en este trabajo. Sin embargo, queríamos destacar algunas ventajas que hemos podido observar y que pueden beneficiar futuras investigaciones.

El estudio mediante ecuaciones simultáneas con variables binarias ficticias permite en un solo paso tener un análisis preliminar inmediato, con coeficientes equivalentes a los rendimientos anormales de la metodología clásica y test estadísticos de su relevancia en la serie temporal.

Esta característica, que ya fue destacada por Karafiath (1988), constituye un hecho especialmente importante en el estudio de crisis políticas y sociales porque permite obtener tantos estimadores de rendimientos anormales como se precise rápidamente, y esto resulta de gran valor porque en este tipo de eventos hablamos más bien de una concatenación de los mismos, donde pueden existir varios instantes en los que se libera nueva información al mercado, incluso separados por distintos intervalos de tiempo. En este sentido, lo único que necesita el investigador es introducir el inicio y final del proceso, reduciendo notablemente la incertidumbre en cuanto al día del evento.

Además, los contrastes de hipótesis múltiples que se pueden realizar en el modelo de ecuaciones aparentemente no relacionadas (donde se tienen en cuenta las covarianzas), permiten obtener estadísticos robustos a un coste muy bajo, comparado con la cantidad de ajustes que es necesario realizar a los test clásicos para obtener estadísticos similares.

Sabiendo de la existencia de otras metodologías perfectamente válidas, en nuestra opinión, los dos hechos destacados hacen que nuestra propuesta sea altamente recomendable para el estudio de eventos únicos.

Sobre los tres casos expuestos, podemos destacar que los resultados sugieren la existencia de efectos negativos sobre los precios en el mercado de valores. La reacción es medida gracias a la estimación de los rendimientos anormales, es significativa económica y estadísticamente y está relacionada con los picos de incertidumbre.

Buenos ejemplos de este comportamiento son algunos de los resultados en los tres estudios:

- 1- Los malos rendimientos tras el referéndum de independencia o el discurso del rey en Cataluña, comparado con el resto de los días del mismo evento; o los peores resultados de las empresas catalanas, porque sufrieron mucho más el desconcierto que las del resto de regiones.
- 2- La mala actuación de la bolsa italiana comparada con la finlandesa y austríaca, porque existían elementos adicionales generadores de incertidumbre, como que agotaran el plazo para presentar gobierno o que se filtrase una hoja de ruta para salir de la Unión Europea.
- 3- En el caso del coronavirus, donde encontramos una gran concentración de rendimientos anormales negativos ante la insólita declaración de pandemia por la OMS.

Todo ello teniendo en cuenta que el método de las ecuaciones aparentemente no relacionadas estima la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos, y sabiendo que, durante sucesos como los aquí descritos, las correlaciones entre activos son muy altas por una suerte de efecto contagio, haciendo más improbable su relevancia estadística.

También encontramos un grado notable de persistencia en las caídas, que es observable a través de la significatividad de los retornos acumulados: durante los siete primeros días en el caso del portafolio de firmas catalanas, más de 20 días para la cartera del mercado

austríaco o varias semanas en muchas bolsas del mundo tras la propagación de la pandemia.

Una corriente importante de la literatura sugiere que, en condiciones normales, no debería existir persistencia si la hipótesis de los mercados eficientes es cierta, porque si ante cualquier situación de esta índole se suceden sesiones continuadas de caídas en los precios de manera sistemática podrían surgir oportunidades de arbitraje. Sin embargo, los eventos que componen nuestro trabajo se caracterizan por un alto grado de incertidumbre continuada, y es posible que nueva información se fuera desvelando al mercado tras la ocurrencia del evento “principal”, provocando nuevos efectos significativos, lo que no estaría en disonancia con la eficiencia de los mercados de capitales.

Otro resultado relevante es que dichas reacciones son profundamente desiguales, entre activos y mercados. Es destacable porque resulta un hecho distintivo con respecto a la mayoría de los *event studies*, ya que normalmente los resultados se esperan homogéneos al tratar un evento corporativo, como, por ejemplo, el efecto en los rendimientos del reparto de dividendos. Ahora bien, cuando tratamos casos políticos y sociales, e independientemente de que el mercado sufra un efecto promedio relevante, existen diferencias sustanciales entre ganadores y perdedores.

Así, podemos observar diferencias significativas entre los resultados de las empresas con sede en Cataluña y fuera de ella; o entre las más conectadas a Europa frente a las domésticas en el estudio sobre la extrema derecha; o entre los mercados europeos y los asiáticos tras la pandemia.

Nuestra investigación también contribuye a la literatura entorno a la elección del modelo para describir los rendimientos normales. Mayoritariamente hemos utilizado el modelo de mercado, en algunos casos permitiendo términos retrasados del rendimiento de mercado y/o del propio rendimiento del activo analizado. Asimismo, donde ha sido posible hemos introducido el modelo de tres factores como contraste de robustez.

En resumen, la capacidad descriptiva del modelo de tres factores es comparable a la del modelo de mercado modificado, siendo incluso inferior en algunas ocasiones. Y ambos han resultado ser solo ligeramente superiores al modelo de mercado. En este sentido, nuestras conclusiones no se alejan de las de otros muchos autores que indican que el modelo de mercado es suficiente para conducir estudios de evento.

Si bien es cierto que, ante la facilidad actual para recolectar y tratar datos bursátiles, lo más procedente resulta siempre realizar análisis de sensibilidad con respecto al modelo, ya que dependiendo del mercado o de los activos de nuestra muestra pueden existir diferencias apreciables.

En la misma línea, es destacable que la significatividad establecida en las distintas fechas clave no depende del modelo utilizado. Es decir que, aunque para un determinado activo un modelo resulte más descriptivo que otro, en ningún caso es capaz de absorber el impacto de los eventos. Esto tampoco parece alterarse al introducir variables control de la volatilidad o al recortar los valores extremos de la muestra.

El elemento clave es la propia incertidumbre generada, esto es lógico ya que los modelos no incorporan ninguna variable que sea capaz de anticipar una información que nadie esperaba y que, como consecuencia, genera un proceso que afecta abruptamente a la rentabilidad exigida y/o a los futuros dividendos.

Ante la gran dispersión de los rendimientos anormales y las carencias de los modelos a la hora de explicar los *shocks*, recurrimos al análisis de corte transversal, donde tratamos de dilucidar qué factores determinaron los cambios en los precios.

Tanto a nivel empresa (en el caso a nivel español y en el europeo) como a nivel mercado (en el mundial) encontramos variables de control y variables relacionadas con el evento que resultaron significativas y superaron los distintos test de robustez, explicando una parte importante de la reacción de los inversores que los factores de riesgo de los modelos no pudieron, y así respondiendo parcialmente a una de las preguntas más importantes de nuestra investigación: ¿Por qué los eventos políticos y sociales afectan de forma diferente a unos activos y a otros?

Sin embargo, y a pesar de haber obtenido prometedores resultados (como la influencia positiva de la internacionalización en el caso español y europeo o la de la competitividad en el caso mundial), es necesario resaltar que una gran parte de la variabilidad de los estimadores permanece inexplicada.

En concreto, las regresiones de sección cruzada llegan a alcanzar unos coeficientes de determinación del 40%, en el mejor de los casos. Ello no es inusual, dado que en otras investigaciones del mismo campo han obtenido coeficientes similares e incluso inferiores (Belkhir et al., 2017; Liu et al., 2017; Oehler et al., 2017 o Wagner et al., 2018), pero deja

al descubierto dos posibles explicaciones: la hipótesis de las variables omitidas o la de la existencia de factores irracionales.

En principio, es posible que existan variables omitidas que, bien por desconocimiento o bien por falta de interés en el estudio en cuestión, hayan quedado fuera de las seleccionadas. No obstante, parece bastante improbable que algunas variables omitidas puedan explicar porcentajes tan altos de variabilidad y que ocurra en tantos estudios del mismo campo. Además, es una hipótesis de difícil contraste porque ante un número creciente de variables explicativas también se necesita un número creciente de observaciones de la muestra, de otro modo, caeríamos con toda seguridad en falsos negativos.

Alternativamente, es posible que se deba a factores difícilmente cuantificables y que serían idiosincráticos de cada evento, donde podrían influir factores psicológicos, culturales, legales y otros. Por supuesto, esta teoría también es complicada de probar, aunque existe un número creciente de investigaciones en finanzas conductuales donde tratan de cuantificar el efecto de dichos factores.

En nuestra opinión, hemos contribuido a engrosar las evidencias que relacionan el riesgo político y social causado por eventos extremos con los mercados financieros. Nos ha servido para poner en valor una metodología para testear el efecto en los mercados a corto plazo y hemos aportado resultados específicos muy interesantes para tres situaciones de gran relevancia a nivel nacional, europeo y mundial. A pesar de ello, quedan abiertas algunas cuestiones que podrían ser abordadas en futuras investigaciones.

En primer lugar, queda abierto el debate alrededor de la eficiencia de los mercados ante *shocks* políticos. Para ello, es necesario profundizar en la teoría al respecto, un conocimiento más preciso del momento en que las noticias llegan a la mayoría de los inversores e inversoras, y podríamos aplicar la misma metodología a otras frecuencias de los datos, especialmente a datos intradiarios, lo que nos permitiría determinar un grado de respuesta diferente para los distintos activos y mercados.

En segundo, la incorporación de medidas de riesgo político-social en los modelos que determinan las rentabilidades. Es decir, pasar del análisis y medición de anomalías provocadas por este tipo de eventos a incorporar medidas con la pretensión de anticipar su efecto en los precios. En este sentido, ya existen importantes avances como el índice EPU (Baker et al., 2013; 2016) que mide la incertidumbre en política económica,

haciendo así posible que este y otros indicadores comiencen a formar parte de los modelos habituales.

Tercero, también es interesante continuar con la investigación sobre la dispersión de los rendimientos en momentos de alta incertidumbre. Por ejemplo, un metaanálisis de las investigaciones de corte transversal de los rendimientos anormales, donde analizar la capacidad descriptiva de dichos modelos y que sirva como punto de partida para proyectos que pretendan descubrir porqué gran parte de la variabilidad muestral queda inexplicada.

Finalmente, existen oportunidades de extender nuestro análisis a más eventos únicos como podrían ser la Primavera Árabe, el *Brexit*, sucesos como el asalto al capitolio o la invasión de Ucrania, entre otros. Asimismo, podríamos seguir investigando en nuevos casos el papel de las variables de sección cruzada que han resultado significativas, tales como la internacionalización, la competitividad o la desigualdad.

En nuestra opinión, es normal que existan momentos de alta incertidumbre, es lo que conlleva tomar decisiones en entornos cambiantes, y los mercados financieros van a reaccionar de forma abrupta ante ellos, porque a ningún agente económico racional le gusta poner en peligro su inversión. Nuestro trabajo debe consistir en conocer en qué medida esas reacciones están justificadas para poder prevenir riesgos, y eso se consigue delimitando qué parte de la reacción a los eventos extremos está provocada por variables reales y qué parte es solo ruido, para que así podamos minimizarlo.

En definitiva, esta tesis doctoral es una pieza más del creciente número de investigaciones que tratan de estudiar el impacto de la incertidumbre política y económica en el ámbito financiero. Ahora más que nunca es necesario entender cómo las decisiones que tomamos respecto a los más graves problemas políticos y sociales de nuestro tiempo afectan a los mercados de capitales, porque cada día tienen un peso más importante en la economía mundial, y estudiar la duración y la importancia económica que tienen los eventos extremos nos prevendrá contra todo tipo de comportamiento irracional.



## **BIBLIOGRAFÍA**



**Bibliografía**

Acker, D., y Duck, N. W., (2015). Political risk, investor attention and the Scottish Independence referendum. *Finance Research Letters*,13, 163-171. DOI: 10.1016/j.frl.2015.01.008

Aizenman, J., y Marion, N. P., (1993). Policy uncertainty, persistence and growth. *Review of International Economics*, 1 (2): 145-163. DOI: 10.1111/j.1467-9396.1993.tb00012.x

Al-Awadhi, A.M., Al-Saifi, K., Al-Awadhi, A., y Alhamadi, S., (2020). Death and contagious infectious diseases: Impact of the covid-19 virus on stock market returns. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*. 27: 100326. DOI: 10.1016/j.jbef.2020.100326

Angosto-Fernández, P., L., y Ferrández-Serrano, V., (2020). Independence Day: Political risk and cross-sectional determinants of firm exposure after the Catalan crisis. *International Journal of Finance & Economics*: 1-18. DOI: 10.1002/ijfe.2373

Ashraf, B.N., (2020a). Stock markets' reaction to COVID-19: Cases or fatalities? *Research in International Business and Finance*. 54: 101249. DOI: 10.1016/j.ribaf.2020.101249

Ashraf, B.N., (2020b). Economic impact of government interventions during the COVID-19 pandemic: International evidence from financial markets. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*. 27: 100371. DOI: 10.1016/j.jbef.2020.100371

Ashraf, B.N., (2021). Stock markets' reaction to Covid-19: Moderating role of national culture. *Finance Research Letters*. 41: 101857. DOI: 10.1016/j.frl.2020.101857

Baele, L., Bekaert, G., y Inghelbrecht, K., (2010). The Determinants of Stock and Bond Return Comovements. *The Review of Financial Studies*. 23 (6): 2374–2428. DOI: 10.1093/rfs/hhq014

Baixauli, J. S., (2007). Abnormal Performance in Small Portfolios with Event-Induced Volatility: The Case of Stock Splits. *The Journal of Financial Research*. Vol. XXX (1). 35-52. DOI: 10.1111/j.1475-6803.2007.00201.x

Baker, S., R., Bloom, N., y Davis, S., J., (2013). Measuring Economic Policy Uncertainty. Unpublished.

Baker, S. R., Bloom, N., Canes-Wrone, B., Davis, S., J., y Rodden, J., (2014). Why Has US Policy Uncertainty Risen Since 1960? *American Economic Review. Papers & Proceedings*, 104 (5): 56-60. DOI: 10.1257/aer.104.5.56

Baker, S., R., Bloom, N., y Davis, S., J., (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131 (4): 1593-1616. DOI: 10.1093/qje/qjw024

Baker, S.R., Bloom, N., Davis, S.J., Kost, K., Sammon, M., y Viratyosin, T., (2020). The unprecedented stock market reaction to COVID-19. *The Review of Asset Pricing Studies*. 10: 742-758. DOI: 10.1093/rapstu/raaa008

Banz, R.W., (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9, 3–18. DOI: 10.1016/0304-405X(81)90018-0

Barro, R. J., (2006). Rare disasters and asset markets in the twentieth century. *The Quarterly Journal of Economics*. 121 (3): 823-866. DOI: 10.1162/qjec.121.3.823

Bastin, V. y Hübner, G., (2006). Concentrated Announcements on Clustered Data: An Event Study on Biotechnology Stocks. *Financial Management*. 35: 129-157. DOI: 10.1111/j.1755-053X.2006.tb00134.x

Beaulieu, M., Cosset, J., y Essaddam, N., (2005). Political uncertainty and stock market returns, Evidence from the 1995 Quebec referendum. *CIRPÉE*, Working Paper 05-31. DOI: 10.2139/ssrn.841344

Beaver, W., H., (1981). Econometric Properties of Alternative Security Return Methods. *Journal of Accounting Research*. Vol. 19 (1): 163-184. DOI: 10.2307/2490967

Bechtel, M. M., y Füss, R., (2008). When Investors Enjoy Less Policy Risk: Divided Government, Economic Policy Change, and Stock Market Volatility in Germany, 1970–2005. *Swiss Political Science Review*. 14 (2), 287-314. DOI: 10.1002/j.1662-6370.2008.tb00104.x

Belkhir, M., Boubakri, N., y Grira, J., (2017). Political risk and the cost of capital in the MENA region. *Emerging Markets Review*. 33, 155-172. DOI: 10.1016/j.ememar.2017.08.002

- Ben Sita, B., (2017). Volatility patterns of the constituents of FTSE100 in the aftermath of the U.K. Brexit referendum. *Finance Research Letters*. 23, 137-146. DOI: 10.1016/J.FRL.2017.02.011
- Berkman, H., Jacobsen, B., y Lee, J. B. (2011). Time-varying rare disaster risk and stock returns. *Journal of Financial Economics*. 101: 313-332. DOI: 10.1016/j.jfineco.2011.02.019
- Bilson, C. M., Brailsford, T. J., y Hooper, V. J. (2001). Selecting macroeconomic variables as explanatory factors of emerging stock market returns. *Pacific-Basin Finance Journal*. 9 (4): 401-426. DOI: 10.1016/S0927-538X(01)00020-8
- Binder, J. J., (1985a). Measuring the effects of regulation with stock price data. *The RAND Journal of Economics*. 16 (2): 167-183. DOI: 10.2307/2555408
- Binder, J. J., (1985b). On the Use of the Multivariate Regression Model in Event Studies. *Journal of Accounting Research*. XXIII (1). 370-383. DOI: 10.2307/2490925
- Binder, J. J., (1998). The Event Study Methodology Since 1969. *Review of Quantitative Finance and Accounting*. 11, 111–137. DOI: 10.1023/A:1008295500105
- Birz, G., y Lott, J. R., (2011). The effect of macroeconomic news on stock returns: new evidence from newspaper coverage. *Journal of Banking y Finance*. 35 (11): 2791-2800. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2011.03.006
- Black, F., (1972). Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing. *The Journal of Business*. 45(3): 444–455. DOI: 10.1086/295472
- Black, F., y Scholes, M., (1973). The Pricing of Options and Corporate Liabilities. *Journal of Political Economy*. 81 (3): 637–654. DOI:10.1086/260062
- Boehmer, E., Musumeci, J., and Poulsen, A. B., (1991). Event-Study Methodology under Conditions of Event-Induced Variance. *Journal of Financial Economics*. 30. 253-273. DOI: 10.1016/0304-405X(91)90032-F
- Bollerslev, T., (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*. Vol. 31. 307-327. DOI: 10.1016/0304-4076(86)90063-1

- Bourdeau-Brien, M., y Kryzanowski, L., (2017). The impact of natural disasters on the stock returns and volatilities of local firms. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. 63: 259-270. DOI: 10.1016/j.qref.2016.05.003
- Breeden, D., T., (1979). An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. *Journal of Financial Economics*. 7 (3): 265-296. DOI: 10.1016/0304-405X(79)90016-3
- Brockett, P., Chen, H., y Garven, J., (1999). A new stochastically flexible event methodology with application to Proposition 103. *Insurance: Mathematics and Economics*. 25, 197–217. DOI: 10.1016/S0167-6687(98)00046-8
- Brooks, R. M., Patel, A., y Su, T., (2003), How the equity market responds to unanticipated events. *Journal of Business*, 76 (1), 109-133. DOI: 10.1086/344115
- Brown, K. C., Harlow, W. V., y Tinic, S., (1988). Risk aversion, uncertain information, and market efficiency. *Journal of Financial Economics*, 22, 2, 355-385. DOI: 10.1016/0304-405X(88)90075-X
- Brown, S., y Warner, J., (1980). Measuring Security Price Performance. *Journal of Financial Economics*. 8 (3): 205-258. DOI: 10.1016/0304-405X(80)90002-1
- Brown, S., y Warner, J. (1985). Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies. *Journal of Financial Economics*. 14 (1): 3-31. DOI: 10.1016/0304-405X(85)90042-X
- Calvo-Gonzalez, O., (2007). American military interests and economic confidence in Spain under the Franco dictatorship. *Journal of Economic History*. 67(3), 740–767. DOI: 10.1017/S0022050707000290
- Campbell, C. J. y Wasley, C.E., (1993). Measuring security performance using daily NASDAQ returns. *Journal of Financial Economics*, 33, 73-92. DOI: 10.1016/0304-405X(93)90025-7
- Campbell, J. Y., Lo, A. W., y MacKinlay, A. C., (1997). *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton, NJ. Princeton University Press.
- Campbell, J., M., Lettau, B., Malkiel, B., G., y Xu, Y., (2001). Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk. *Journal of Finance*. 56: 1-43. DOI: 10.1111/0022-1082.00318

- Camyar, I., y Ulupinar, B., (2013). The partisan policy cycle and firm valuation. *European Journal of Political Economy*. 30, 92-111. DOI: 10.1016/j.ejpoleco.2013.02.001
- Carhart, M., M., (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*. 52 (1): 57–82. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x
- Chandra, R., Moriarity, S., y Willinger, G., L., (1990). A Reexamination of the Power of Alternative Return-Generating Models and the Effect of Accounting for Cross-Sectional Dependencies in Event Studies. *Journal of Accounting Research*. 28 (2), 398-408. DOI: 10.2307/2491157
- Chiah, M., y Zhong, A., (2020). Trading from home: The impact of COVID-19 on trading volume around the world. *Finance Research Letters*. 37: 101784. DOI: 10.1016/j.frl.2020.101784
- Chiang, T. C., (2019). Economic policy uncertainty, risk and stock returns: Evidence from G7 stock markets. *Finance Research Letters*. 29: 41-49. DOI: 10.1016/j.frl.2019.03.018
- Collins, D., y Dent, W., (1984). A comparison of alternative testing methodologies used in capital market research. *Journal of Accounting Research*, 22, 48444. DOI: 10.2307/2490701
- Connolly R., Stivers C., y Sun L., (2005). Stock Market Uncertainty and the Stock-Bond Return Relation. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 40 (1): 161-94. DOI: 10.1017/S0022109000001782
- Contessi, S., y De Pace, P., (2021). The international spread of COVID-19 stock market collapses. *Finance Research Letters*. 101894. DOI: 10.1016/j.frl.2020.101894
- Corrado, C., (1989). A nonparametric test for abnormal security-price performance in event studies. *Journal of Financial Economics*. 23, 385–95. DOI: 10.1016/0304-405X(89)90064-0
- Corrado, C. J., y Truong, C., (2008). Conducting event studies with Asia-Pacific security market data. *Pacific-Basin Finance Journal*. 16: 493-521. DOI: 10.1016/J.PACFIN.2007.10.005

- Corrado, C., J., y Zivney, T., L., (1992). The Specification and Power of the Sign Test in Event Study Hypothesis Tests Using Daily Stock Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 27 (3). 465-478. DOI: 10.2307/2331331
- Corrado, C., J., (2011). Event studies: A methodology review. *Accounting & Finance*, 51: 207-234. DOI: 10.1111/j.1467-629X.2010.00375.x
- Datar, V., T., Naik, N., Y., y Radcliffe, R., (1998). Liquidity and stock returns: An alternative test. *Journal of Financial Markets*. 1 (2): 203-219. DOI: 10.1016/S1386-4181(97)00004-9
- Davies, R., B., y Studnicka, S., (2018). The heterogeneous impact of Brexit. Early indications from the FTSE. *European Economic Review*, 110, 1-17. DOI: 10.1016/J.EUROECOREV.2018.08.003
- De Bondt, W., F., M., y Thaler, R., (1985). Does the stock market overreact? *The Journal of Finance*. 40 (3), 793-805. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1985.tb05004.x
- De Jong, A., y Naumovska, I. (2016). A note on event studies in finance and management research. *Review of Finance*, 20 (4), 1659–1672. DOI: 10.1093/rof/rfv037
- De Peña, F., J., y Gil-Alana, L., A., (2007). Serial correlation in the Spanish Stock Market. *Global Finance Journal*. 18 (1): 84-103. DOI: 10.1016/j.gfj.2007.01.001
- Dolley, J., C., (1933). Characteristics and procedure of common stock split-ups. *Harvard Business Review*, 11, 316–326.
- Donadelli, M., Kizys, R., y Riedel, M. (2017). Dangerous infectious diseases: Bad news for Main Street, good news for Wall Street? *Journal of Financial Markets*. 35: 84-103. DOI: 10.1016/j.finmar.2016.12.003
- Dufour, J., M., Khalaf, L., y Beaulieu, M., C., (2003). Exact skewness-kurtosis tests for multivariate normality and goodness-of-fit in multivariate regressions with application to asset pricing models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 65: 891-906. DOI: 10.1046/j.0305-9049.2003.00085.x
- Dyckman, T., Philbrick, D., y Stephan, J., (1984). A comparison of event study methodologies using daily stock returns - A simulation approach. *Journal of Accounting Research*, 22, 1-30. DOI: 10.2307/2490855

- Eddington, D., (2015). *Statistics for linguists: A step-by-step guide for novices*. Newcastle upon Tyne: Cambridge Scholars Publishing.
- Efron, B., (1979). Bootstrap methods: another look at the jackknife. *The Annals of Statistics*, 7: 1-26. DOI: 10.1214/aos/1176344552
- Elton, E., J., Gruber, M., J., y Blake, C., R., (1995). Fundamental economic variables, expected returns, and bond fund performance. *The Journal of Finance*. 50 (4): 1229-1256. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1995.tb04056.x
- Engle, R., F., (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*. 50 (4): 987-1007. DOI: 10.2307/1912773
- Fama, E., F., (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25 (2): 383-417. DOI: 10.2307/2325486
- Fama, E., F., y French, K., R., (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The Journal of Finance*, 51: 55-83. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1996.tb05202.x
- Fama, E., F., y French, K., R., (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116 (1): 1-22. DOI: 10.1016/j.jfineco.2014.10.010
- Fama, E., F., Fisher, L., Jensen, M., y Roll, R., (1969). The Adjustment of Stock Prices to New Information. *International Economic Review*, 10: 1–21. DOI: 10.2307/2525569
- Fama, E., F., y French, K., R., (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 3–56. DOI: 10.1016/0304-405X(93)90023-5
- Fama, E., F.; y French, K., R., (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*. 47 (2): 427-465. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x
- Fernandez-Perez, A., Gilbert, A., Indriawan, I., y Nguyen, N., H., (2021). COVID-19 pandemic and stock market response: A culture effect. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*. 29: 100454. DOI: 10.1016/j.jbef.2020.100454
- Person, W., E., y Harvey, C., R., (1991). The Variation of Economic Risk Premiums. *Journal of Political Economy*. 99(2): 385–415. DOI: 10.1086/261755

Flannery, M., J., y Protopapadakis, A., A., (2002). Macroeconomic Factors Do Influence Aggregate Stock Returns. *The Review of Financial Studies*. 15 (3): 751-782. DOI: 10.1093/rfs/15.3.751

Gallego Merino, A., Gómez Sala, J., C., y Marhuenda Fructuoso, J., (1992). Evidencias empíricas del CAPM en el mercado español de capitales. *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, WP-EC 1992-13.

Gębka, B., y Wohar, M., E., (2013). The determinants of quantile autocorrelations: evidence from the UK. *International Review of Financial Analysis*. 29 (C): 51-61. DOI: 10.1016/j.irfa.2013.03.010

Gemmill, G., (1992), Political risk and market efficiency, tests based in British stock and option markets in the 1987 election. *Journal of Banking and Finance*. 16, 211-231. DOI: 10.1016/0378-4266(92)90086-F

Gibbons, M., R., (1980). *Econometric Models for Testing a Class of Financial Models-An Application of the Nonlinear Multivariate Regression Model*. Ph.D. dissertation, University of Chicago.

Gil-Alana, L., A., y Claudio-Quiroga, G., (2020). The covid-19 impact on the Asian stock markets. *Asian Economics Letters*. 1 (2): 17656. DOI: 10.46557/001c.17656

Goldman, E., Rocholl, J., y So, J., (2009). Do Politically Connected Boards Affect Firm Value? *The Review of Financial Studies*, 22, 6, 2331-2360. DOI: 10.1093/rfs/hhn088

Gonzalez-Perez, M., T., y Novales, A., (2009). Are volatility indices in international stock markets forward looking? *RACSAM - Revista de La Real Academia de Ciencias Exactas, Físicas y Naturales, Serie A: Matemáticas*, 103 (2), 339–352. DOI: 10.1007/BF03191911

Goodell, J., W., y Vähämaa, S., (2013). US presidential elections and implied volatility: The role of political uncertainty. *Journal of Banking and Finance*. 37: 1108-1117. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2012.12.001

Gulen, H., y Ion, M., (2016). Policy uncertainty and corporate investment. *Review of Financial Studies*, 29 (3), 523-564. DOI: 10.1093/rfs/hhv050

- He, P., Niu, H., Sun, Z., y Li, T., (2020a). Accounting index of covid-19 impact on Chinese industries: A case study using big data portrait analysis. *Emerging Markets Finance and Trade*. 56 (10): 2332-2349. DOI: 10.1080/1540496X.2020.1785866
- He, P., Sun, Y., Zhang, Y., y Li, T., (2020b). Covid–19’s impact on stock prices across different sectors—an event study based on the Chinese stock market. *Emerging Markets Finance and Trade*. 56 (10): 2198-2212. DOI: 10.1080/1540496X.2020.1785865
- He, Y., Nielsson, U., y Wang, Y., (2017). Hurting without hitting: The economic cost of political tension. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*. 51: 106-124. DOI: 10.1016/j.intfin.2017.08.011
- Herron, M., C., Lavin, J., Cram, D., y Silver, J., (1999). Measurement of political effects in the United States economy. A study of the 1992 presidential election. *Economics and Politics*, 11 (1), 51-81. DOI: 10.1111/1468-0343.00053
- Heyden, K., J., y Heyden, T., (2021). Market reactions to the arrival and containment of COVID-19: An event study. *Finance Research Letters*. 38. DOI: 10.1016/j.frl.2020.101745
- Hibbs, D., (1977). Political parties and macroeconomic policy. *American Political Science Review*, 71, 1467–1487. DOI: 10.2307/1961490
- Hill, P., Korczak, A., y Korczak, P. (2019). Political uncertainty exposure of individual companies: The case of the Brexit referendum. *Journal of Banking and Finance*. 100: 58-76. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2018.12.012
- Hillier, D., y Loncan, T., (2019), Political uncertainty and stock returns. Evidence from the Brazilian political crisis. *Pacific-Basin Finance Journal*, 54, 1-12. DOI: 10.1016/J.PACFIN.2019.01.004
- Hocking, R., R., (1976). A Biometrics Invited Paper. The Analysis and Selection of Variables in Linear Regression. *Biometrics*. 32 (1): 1-49. DOI: 10.2307/2529336
- Hofstede, G., Hofstede, G., J., y Minkov, M., (2010). *Cultures and Organizations: Software of the Mind*. McGraw Hill, New York, USA.

- Horvath, J., (2020). Macroeconomic disasters and the equity premium puzzle: Are emerging countries riskier? *Journal of Economic Dynamics and Control*. 112: 103852. DOI: 10.1016/j.jedc.2020.103852
- Hu, S., y Zhang, Y., (2021). COVID-19 pandemic and firm performance: Cross-country evidence. *International Review of Economics & Finance*. 74: 365-372. DOI: 10.1016/j.iref.2021.03.016
- Izan, H., Y., (1978). *An Empirical Analysis of the Economic Effects of Mandatory Government Audit Requirements*. Ph.D. Dissertation, University of Chicago.
- Jaffe, J., F., (1974). Special Information and Insider Trading. *Journal of Business*. 47 (3): 410-428. DOI: 10.1086/295655
- Jain, P., y Xue, W., (2017). Global investigation of return autocorrelation and its determinants. *Pacific-Basin Finance Journal*. 43: 200-217. DOI: 10.1016/j.pacfin.2017.04.007
- Just, M., y Echaust, K., (2020). Stock market returns, volatility, correlation and liquidity during the covid-19 crisis: Evidence from the Markov switching approach. *Finance Research Letters*. 37: 101775. DOI: 10.1016/j.frl.2020.101775
- Kaplanski, G., y Levy, H., (2010). Sentiment and stock prices: The case of aviation disasters. *Journal of Financial Economics*. 95: 174-201. DOI: 10.1016/j.jfineco.2009.10.002
- Karafiath, I., (1988). Using dummy variables in the event methodology. *The Financial Review*. 23 (3): 351-357. DOI: 10.1111/j.1540-6288.1988.tb01273.x
- Kelly, B., Pástor, L', y Veronesi, P., (2016). The price of political uncertainty. Theory and evidence from the option market. *The Journal of Finance*, 71 (5), 2417-2480. DOI: 10.1111/jofi.12406
- Kim, J., H., Shamsuddin, A., y Lim, K., P., (2011). Stock return predictability and the adaptive market hypothesis: Evidence from century-long U.S. data. *Journal of Empirical Finance*. 18 (5): 868-879. DOI: 10.1016/j.jempfin.2011.08.002

- Kolari, J., W., y Pynnönen, S., (2010). Event Study Testing with Cross-sectional Correlation of Abnormal Returns. *The Review of Financial Studies*, 23 (11). 3996–4025, DOI: 10.1093/rfs/hhq072
- Kolari, J., W., y Pynnönen, S., (2011). Nonparametric Rank Tests for Event Studies. *Journal of Empirical Finance*, 18 (5): 953-971. DOI: 10.1016/j.jempfin.2011.08.003
- Kothari, S., P., y Warner, J., B., (2007). *Econometrics of Event Studies*. En Eckbo, B. E. (Ed.), *Handbook of Corporate Finance: Empirical Corporate Finance*. Vol. 1: 3-36. Elsevier North-Holland.
- Lai, Y., (2017). Macroeconomic factors and index option returns. *International Review of Economics & Finance*. 48: 452-477. DOI: 10.1016/j.iref.2016.11.002
- Leblang, D., y Mukherjee, B., (2005). Government Partisanship, Elections, and the Stock Market: Examining American and British Stock Returns, 1930–2000. *American Journal of Political Science*, 49, 4, 780-802. DOI: 10.1111/j.1540-5907.2005.00155.x
- Lettau, M., y Ludvigson, S., (2002). Consumption, Aggregate Wealth, and Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*. 56 (3): 815-849. DOI: 10.1111/0022-1082.00347
- Lintner, J., (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47, 13–37. DOI: 10.2307/1924119
- Liu, L., X., Shu, H., y Wei, K., C., J., (2017). The impacts of political uncertainty on asset prices: Evidence from the Bo scandal in China. *Journal of Financial Economics*. 125: 286-310. DOI: 10.1016/j.jfineco.2017.05.011
- Liu, M., Choo, W., C., y Lee, C., C., (2020a). The response of the stock market to the announcement of global pandemic. *Emerging Markets Finance and Trade*. 56 (15): 3562-3577. DOI: 10.1080/1540496X.2020.1850441
- Liu, L., Wang, E-Z., y Lee, C., C., (2020b). Impact of the COVID-19 pandemic on the crude oil and stock markets in the US: A time-varying analysis. *Energy Research Letters*. 1 (1). DOI: 10.46557/001c.13154
- Lyócsa, Š., Baumöhl, E., Výrost, T., y Molnár, P., (2020). Fear of the coronavirus and the stock markets. *Finance Research Letters*. 36. 101735. DOI: 10.1016/j.frl.2020.101735

- MacKinlay, A., C., (1997). Event studies in economics and finance. *Journal of Economic Literature*, 35, 1, 13–39.
- Malatesta, P., H., y Thompson, R., (1985). Partially Anticipated Events: A Model of Stock Price Reactions with an Application to Corporate Acquisitions. *Journal of Financial Economics*. Vol. 14 (2): 237-250. DOI: 10.1016/0304-405X(85)90016-9
- Martín Ugedo, J., F., (2003). Metodología de los Estudios de Sucesos: Una Revisión. *Investigaciones Europeas de Dirección y Economía de la Empresa*. 9, 3. 197-244.
- Mohammadi, M., J., y Nourbakhsh, S., N., (2017). Examining the Social Basis of the Far-right Parties in Europe. *Journal of World Sociopolitical Studies*, 1, 1, 139-174. DOI: 10.22059/wsp.2017.62283
- Mossin, J., (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34(4), 768–783. DOI: 10.2307/1910098
- Naidu, D., y Ranjeeni, K., (2021). Effect of coronavirus fear on the performance of Australian stock returns: Evidence from an event study. *Pacific-Basin Finance Journal* 66: 101520. DOI: 10.1016/j.pacfin.2021.101520
- Narayan, P., K., Narayan, S., y Thuraisamy, K., S., (2014). Can institutions and macroeconomic factors predict stock returns in emerging markets? *Emerging Markets Review*. 19: 77-95. DOI: 10.1016/j.ememar.2014.04.005
- Narayan, P., K., Phan, D., H., B., y Liu, G., (2021). COVID-19 lockdowns, stimulus packages, travel bans, and stock returns. *Finance Research Letters*. 38: 101732. DOI: 10.1016/j.frl.2020.101732
- Oehler, A., Horn, M., y Wendt, S., (2017). Brexit: Short-term stock price effects and the impact of firm-level internationalization. *Finance Research Letters*. 22: 175-181. DOI: 10.1016/j.frl.2016.12.024
- Pandey, D., K., y Kumari, V., (2021). Event study on the reaction of the developed and emerging stock markets to the 2019-nCoV outbreak. *International Review of Economics and Finance*. 71: 467-483. DOI: 10.1016/j.iref.2020.09.014
- Papakyriakou, P., Sakkas, A., y Taoushianis, Z., (2019). The impact of terrorist attacks in G7 countries on international stock markets and the role of investor sentiment. *Journal*

- of International Financial Markets, Institutions & Money*. 61: 143-160. DOI: 10.1016/j.intfin.2019.03.001
- Pardo, A., y Furió, D., (2010). Politics and elections at the Spanish stock exchange. *IVIE Serie EC*, WP-AC 2010-11.
- Pástor, L., y Veronesi, P., (2013), Political uncertainty and risk premia. *Journal of Financial Economics*, 110 (3), 520–545. DOI: 10.1016/J.JFINECO.2013.08.007
- Patell, J., A., (1976). Corporate forecasts of earnings per share and stock price behavior: Empirical test. *Journal of Accounting Research*. 14 (2). 246-276. DOI: 10.2307/2490543
- Pham, C., D., y Phuoc, L., T., (2020). An augmented capital asset pricing model using new macroeconomic determinants. *Heliyon*. 6 (10): e05185. DOI: 10.1016/j.heliyon.2020.e05185
- Phan, D., H., B., y Narayan, P., K., (2020). Country responses and the reaction of the stock market to covid-19—a preliminary exposition. *Emerging Markets Finance and Trade*. 56 (10): 2138-2150. DOI: 10.1080/1540496X.2020.1784719
- Phan, H., V., Nguyen, N., H., Nguyen, H., T., y Hedge, S., (2019). Policy uncertainty and firm cash holdings. *Journal of Business Research*, 95, 71-82. DOI: 10.1016/j.jbusres.2018.10.001
- Phillips-Patrick, F., J., (1989). The effect of asset and ownership structure on political risk: some evidence from Mitterrand's election in France. *Journal of Banking and Finance*, 13, 651-671. DOI: 10.1016/0378-4266(89)90036-8
- Plerou, V., Gopikrishnan, P., Gabaix, X., Amaral, L., A., y Stanley, H., E., (2001). Price Fluctuations, Market Activity and Trading Volume. *Quantitative Finance*. 1: 262-9. DOI: 10.1088/1469-7688/1/2/308
- Ramelli, S., y Wagner, A., F., (2020). Feverish stock price reactions to COVID-19. *The Review of Corporate Finance Studies*. 9: 622-655. DOI: 10.1093/rcfs/cfaa012
- Ray, S., Savin, N., E., y Tiwari, A., (2009). Testing the CAPM revisited. *Journal of Empirical Finance*. 16 (5): 721-733. DOI: 10.1016/j.jempfin.2009.07.006

- Rizwan, M. S., Ahmad, G., y Ashraf, D., (2020). Systemic risk: The impact of COVID-19. *Finance Research Letters*. 36: 101682. DOI: 10.1016/j.frl.2020.101682
- Säfvenblad, P., (2000). Trading volume and autocorrelation: empirical evidence from the Stockholm Stock Exchange. *Journal of Banking and Finance*. 24 (8): 1275-1287. DOI: 10.1016/S0378-4266(99)00071-0
- Salisu, A., y Akanni, L., O., (2020). Constructing a global fear index for the covid-19 pandemic. *Emerging Markets Finance and Trade*. 56 (10): 2310-2331. DOI: 10.1080/1540496X.2020.1785424
- Santa-Clara, P., y Valkanov, R., (2003). The Presidential Puzzle: Political Cycles and the Stock Market. *The Journal of Finance*. 58, 5, 1841-1872. DOI: 10.1111/1540-6261.00590
- Savickas, R., (2003). Event-Induced Volatility and Tests for Abnormal Performance. *The Journal of Financial Research*. XXVI (2). 165-178. DOI: 10.1111/1475-6803.00052
- Schiereck, D., Kiesel, F., y Kolaric, S., (2016). Brexit: (Not) another Lehman moment for banks? *Finance Research Letters*. 19: 291-297. DOI: 10.1016/j.frl.2016.09.003
- Seven, Ü., y Yilmaz, F., (2021). World equity markets and COVID-19: Immediate response and recovery prospects. *Research in International Business and Finance*. 56: 101349. DOI: 10.1016/j.ribaf.2020.101349
- Shahzad, K., Rubbaniy, G., Lensvelt, M., A., P., E., y Bhatti, T., (2019). UKs stock market reaction to Brexit process: A tale of two halves. *Economic Modelling*, 80, 275-283. DOI: 10.1016/J.ECONMOD.2018.11.013
- Sharpe, W., F., (1963). A Simplified Model for Portfolio Analysis. *Management Science*. 9 (2): 277–93. DOI:10.1287/mnsc.9.2.277
- Sharpe, W., F., (1964). Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19, 425–442. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x
- Shen, C., H., y Wang, L., R., (1998). Daily serial correlation, trading volume and price limits: evidence from the Taiwan stock market. *Pacific-Basin Finance Journal*. 6 (3): 251-273. DOI: 10.1016/S0927-538X(98)00011-0

Smales, L., A., (2016). The role of political uncertainty in Australian financial markets. *Accounting & Finance*. 56: 545-575. DOI: 10.1111/acfi.12107

Stoian, A., y Tatu-Cornea, D., (2015). What do European stock markets prefer? Left or right governments? *Managerial Finance*, 41, 10, 1096-1111. DOI: 10.1108/MF-09-2014-0239

Theil, H., (1971) *Principles of Econometrics*. New York: Wiley.

Thompson, R., (1995). *Empirical Methods of Event Studies in Corporate Finance*. En Jarrow, R., A., Maksimovic, V., y Ziemba, W., T., (Eds.). *Handbooks in Operations Research and Management Science*: 963-992. Elsevier.

Treynor, J., L., (1961). Market Value, Time and Risk. (Unpublished Manuscript). DOI: 10.2139/ssrn.2600356.

Valizadeh, P., Karali, B., y Ferreira, S., (2017). Ripple effects of the 2011 Japan earthquake on international stock markets. *Research in International Business and Finance*. 41: 556-576. DOI: 10.1016/j.ribaf.2017.05.002

Van Hauwaert, S., M., (2019). On far right parties, master frames and trans-national diffusion: understanding far right party development in Western Europe. *Comparative European Politics*, 17, 1, 132-154. DOI: 10.1057/s41295-017-0112-z

Vassalou, M., (2003). News related to future GDP growth as a risk factor in equity returns. *Journal of Financial Economics*. 68 (1): 47-73. DOI: 10.1016/S0304-405X(02)00248-9

Vuchelen, J., (2003). Electoral systems and the effects of political events on the stock market: The Belgian case. *Economics and Politics*. 15 (1): 85-102. DOI: 10.1111/1468-0343.00116

Wagner, A., F., Zeckhauser, R., J., y Ziegler, A., (2018). Company stock price reactions to the 2016 election shock: Trump, taxes, and trade. *Journal of Financial Economics*. 130: 428-451. DOI: 10.1016/j.jfineco.2018.06.013

Wang, F., Xu, L., Zhang, J., y Shu, W., (2018). Political connections, internal control and firm value: Evidence from China's anti-corruption campaign. *Journal of Business Research*, 86, 53-67. DOI: 10.1016/j.jbusres.2018.01.045

- Wang, J., Lu, X., He, F., y Ma, F., (2020). Which popular predictor is more useful to forecast international stock markets during the coronavirus pandemic: VIX vs EPU? *International Review of Financial Analysis*. 72: 101596. DOI: 10.1016/j.irfa.2020.101596
- Wisniewski, T., P., (2016). Is there a link between politics and stock returns? A literature survey. *International Review of Financial Analysis*. 47: 15-23. DOI: 10.1016/j.irfa.2016.06.015
- Wu, G., Yang, B., y Zhao, N., (2020). Herding behavior in Chinese stock markets during covid-19. *Emerging Markets Finance and Trade*. 56 (15): 3578-3587. DOI: 10.1080/1540496X.2020.1855138
- Xiong, H., Wu, Z., Hou, F., y Zhang, J., (2020). Which firm-specific characteristics affect the market reaction of Chinese listed companies to the covid-19 pandemic? *Emerging Markets Finance and Trade*. 56 (10): 2231-2242. DOI: 10.1080/1540496X.2020.1787151
- Xue, W., J., y Zhang, L., W., (2017). Stock return autocorrelations and predictability in the Chinese stock market—Evidence from threshold quantile autoregressive models. *Economic Modelling*. 60: 391-401. DOI: 10.1016/j.econmod.2016.09.024
- Zaremba, A., Kizys, R., Aharon, D., Y., y Demir, E., (2020). Infected markets: Novel Coronavirus, government interventions, and stock return volatility around the globe. *Finance Research Letters*. 35: 101597. DOI: 10.1016/j.frl.2020.101597
- Zellner, A., (1962). An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American Statistical Association*. 57 (298): 348-368. DOI: 10.2307/2281644
- Zhang, D., Hu, M., y Ji, Q., (2020). Financial markets under the global pandemic of COVID-19. *Finance Research Letters*. 36: 101528. DOI: 10.1016/j.frl.2020.101528